



الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة قاصدي مرباح – ورقلة –

كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية

قسم علوم اقتصادية

رسالة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية

تخصص : دراسات اقتصادية

موضوع :

دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر

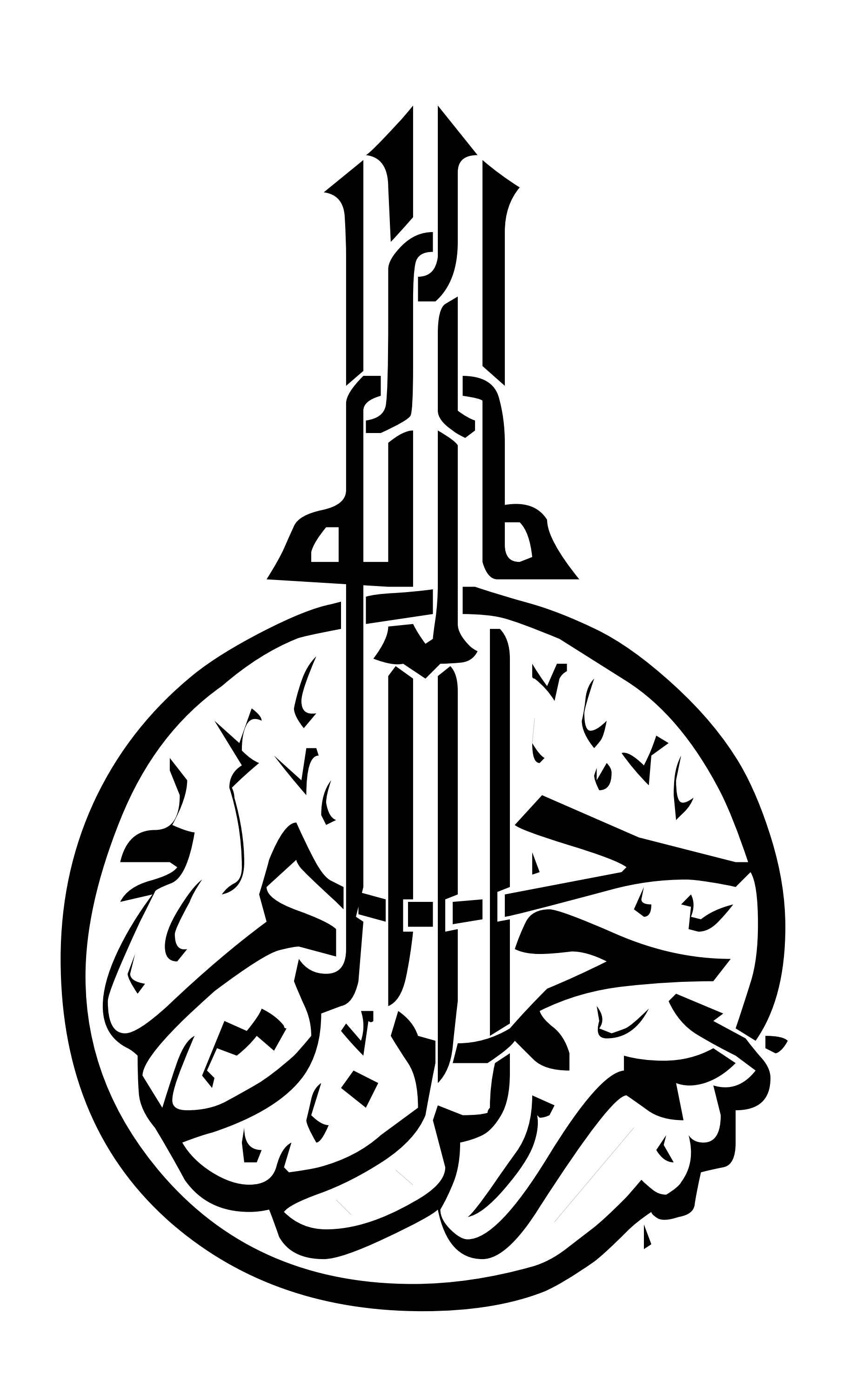
من إعداد الطالب :

❖ سعيد هتهات

نوقشت أمام اللجنة المكونة من :

- الدكتور : الشيخ الداوي، أستاذ محاضر بجامعة الجزائر، رئيسًا.
- الدكتور : محمد شيخي، أستاذ مساعد مكلف بالدروس، جامعة ورقلة، مقررًا.
- الدكتور : أحمد زكّان ، أستاذ محاضر بالمعهد الوطني للتخطيط والإحصاء. الجزائر، عضوًا.
- الدكتور : سعيدي وصاف، أستاذ محاضر بجامعة ورقلة، عضوًا.

الموسم الجامعي : 2006/2005



كلمة شكر وتقدير

«رب أوزعني أن أشكر نعمتك التي أنعمت علي وعلى والدي »

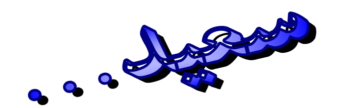
الحمد لله والشكر لله الذي وفقنا لإتمام هذا العمل.....

نتوجه بآيات الشكر وخالص الثناء إلى كل الأساتذة على ما قدموه إلينا من أنوار أضاءت درب مشوارنا الدراسي.

ونخص بالذكر من امتدت أياديه في احتضان ما أنجزناه ، مراجعه منه وتمحيصا وإشرافا........ الدكتور محمد شيخي.

كما نتقدم بالشكر إلى الأساتذة أعضاء لجنة المناقشة على الملاحظات القيمة المقدمة حول هذا البحث المتواضع .

وما من سبيل في آخر هذه الكلمة سوى أن نشكر كل من ساعدنا من قريب أو من بعيد ، في السر والعلن، ولو بكلمة .....



إهـــداء

إلى قرة العين... إلى من جعلت الجنة تحت قدميها... إلى التي حرمت نفسها وأعطتني، ومن نبع حنانها سقتني ... إلى من وهبتني الحياة، منحتني الحب والحنان، ربتني بلطف وعلمتني كلمتي الشرف والحياة... . إلى تلك المرأة العظيمة... صديقتي وحبيبتي **أمي الحنونة** .

إلى أعظم الرجال صبرا ورمز الحب والعطاء .. إلى الذي تعب كثيرا من أجل راحتي. و أفنى حياته من أجل تعليمي. وتوسم في درجات العلى والسمو...

إلى ذلك الرجل الكريم .... **أبي العزيز** .

إلى من جمعتهم معي ظلمة الرحم... إلى من يعيش في ظل وجودهم أملي..

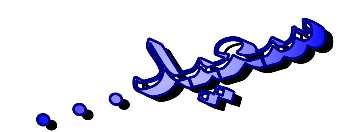
إخوتي وأخواتي : نورة ،علي، فاطمة، محمد، أحلام .

إلى أبناء أخواتي : يوسف، أسامة، زهير، عبدو، بشرى، رحاب، ياسر.

إلى من تقاسمت معهم حلو الحياة ومرها .. أصدقاء الطفولة : رشيد، نذير، حسان، إدريس..... إلى كل من يحمل لقب هتهات.

إلى الأخ الذي لم تلده أمي .. كريم.

إلى من أعتز بصحبتهم عبد الرحمان ، عبدالعزيز، عبد الوهاب، البوطي إلى من جمعني بهم مشعل العلم، رفقتي الطيبة ، عبد العزيز،فيصل، الطيب، إسماعيل، عبد العليم، محمد، عمر، بشير،منى، عبلة، سهام، نورة، زبيدة، أمينة .....إلى كل هؤلاء أهدي هذا العمل المتواضع





قائمة الأشكال والجداول

رقم الشكل | عنوان الشكل: .... الصفحة

رقم الجدول **عنوان الجدول** .... **الصفحة**

❖ **تمهيد :**

تسعى الجزائر كغيرها من الدول النامية جاهدة إلى مسايرة التقدم ومواكبة التطور الحضاري الذي يعرفه العـــالم، فبعد الاستقلال وجدت الجزائر نفسها مضطرة لتحسين سياساتها الاقتصادية محاولة منها للالتحاق بركـــب الـــدول المتقدمة، فراحت تعمل على النهوض باقتصادها منتهجة في بداية الأمر سياسة الاقتصاد المخطط ضمن الإطار العـــام للتوجيهات التي تبنتها القيادات السياسية آنذاك، حيث تم تحديد استراتيجيات تنموية تهـــدف إلى تحســـين الوضـــعية الاقتصادية والاجتماعية للبلد، نظرا للآثار التي خلّفها الاستعمار، وبمرور السنوات أثبتت هذه السياسات فشلها ببروز اختلالات كبيرة في الاقتصاد الوطني، هذه الأخيرة تركت آثارا سلبية على مختلف المستويات الاقتصـــادية، أرجعهـــا الاقتصاديون لعدة أسباب منها : عدم تلاؤم البرامج التنموية مع الواقع الـــمُعاش آنذاك، الفوضى في التسيير، انعـــدام الرقابة على برامج الإنتاج والتموين، الاعتماد على استثمارات كبيرة ذات تكاليف باهظـــة دون إتمامهـــا في أغلـــب الأحيان، الإتّكال الكبير على المحروقات وما عرفته السوق البترولية من كســـاد (ســـنة 1986م)، وتشـــكلت هـــذه الاختلالات في عدة صور من أهمها اختلال ميزان المدفوعات، التضخم الحاد، البطالة المتزايدة، تراكم الديون الخارجية وتفاقم الوضع الاجتماعي المتردي...إلخ، وهذا ما أدى بالجزائر في الآونة الأخيرة إلى إتباع سياسة اقتصادية جديـــدة تتمثل في اقتصاد السوق، كمحاولة منها لمسايرة التحولات التي يعيشها العالم رغم الظروف الأمنية الاســـتثنائية الـــتي عاشتها حينها البلاد، أين توجهت اهتمامات الدولة إلى تحرير الاقتصاد الوطني، فتح الباب أمـــام القطـــاع الخـــاص، استقلالية المؤسسات، إنشاء صناديق المساهمة، إعادة هيكلة البنوك والمؤسسات المالية، تحرير الأسعار، تحرير التجـــارة الخارجية وتشجيع الاستثمار الأجنبي....إلخ.

من خلال هذا السرد التاريخي البسيط، نجد أن من بين أهم النقاط المُلفتة للنظر خلال مراحل تطـــور الاقتصـــاد الجزائري ظاهرة التضخم، مما تسببه هذه الأخيرة من آثار تُلقي بضلالها على الصعيدين الاقتصادي والاجتماعي.

ويعتبر التضخم أحد أهم المؤشرات الرئيسية لمدى تحكم الدولة في أوضاع الاقتصاد الكلي،كونه حالة مرضية لصـــيقة بالحياة الاقتصادية للدول المتقدمة والمتخلفة على السواء، ولاسيما الجزائر التي عانت من الأبعاد والانعكاسات الخطيرة لهذه الظاهرة، المتمثلة في صورة ارتفاعات الأسعار التي صاحبت الأسواق الوطنية، خاصة في بداية التسعينات من القرن الماضي.

ولا شك أن المعرفة المستقبلية لمستوى التضخم تساعد كثيرا على تلافي بعض المخلفات السلبية الناتجة عنه، لذلك فإن الدراسات في هذا الإطار أصبحت تشغل باستمرار حيزا خاصا، وتفرض نفسها كفرع علمي مستقل، نظرا للدور الهام الذي تلعبه القيم المتوقعة للتضخم، على غرار غيره من الظواهر الاقتصادية والاجتماعية الأخرى، في رسم وتوجيه السياسات والبرامج المثالية.

ونجد في مقدمة هذه الدراسات التحليل الاقتصادي الكمي، الذي يزودنا بالطرق والأدوات الإحصائية والرياضية التي تساعدنا على النمذجة القياسية لمختلف الظواهر الاقتصادية على شكل معادلات انحدار أو نماذج خطية للسلاسل الزمنية (ARMA)، إلا أن نتائج هذه النماذج فيما بعد أظهرت عدة نقاط ضعف، تنطلق من فرضية اعتبار أن أخطاء هذه النماذج (الاضطرابات) لها محتوى معلوماتي مهمل في مشاركته في تحديد القيم المستقبلية، ومن ثم فـــإن الصـــيغ

الخطية لهذه النماذج لا تستطيع أن تترجم الصفة الحركية للظواهر المُراد نمذجتها، وخاصة الظواهر المالية والنقدية، وهذا ما أدى بالباحثين القياسيين إلى إعادة النظر في الفرضيات التي تقوم عليها النماذج السابقة، والبحث عن طرق أكثر نجاعة في هذا المجال، فاستحدثت بذلك تقنيات النمذجة غير الخطية، مثل نماذج مزدوجة الخطية (Bilinéaires)، نماذج الانحدار الذاتي الأسية وذات الحدود (AR à seuils)، نماذج المتوسطات المتحركة غير المتناظرة (MA-Asymétrique) ونماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاء ARCH.

❖ تساؤلات البحث:

وفقا لما سبق ومحاولة منا لدراسة واقع التضخم في الجزائر بأخذ ماضي هذه الظاهرة كأساس لمستقبلها، يمكن لنا تحديد إشكالية الموضوع من خلال السؤال الجوهري التالي :

- بالاعتماد على نماذج ARCH ما هي المستويات المتوقعة لظاهرة التضخم في الجزائر؟.

ويمكن أن نَستَّشف على ضفاف هذا السؤال جملة من الأسئلة الجزئية، منها :

1. انطلاقا من النظرية الاقتصادية ما هي مؤشرات التضخم، مصادره، وآثاره في الجزائر؟.
2. ما هي خصائص مختلف النماذج القياسية الخطية منها وغير الخطية؟.
3. ما مدى فاعلية نماذج ARCH في التوقع بظاهرة التضخم ؟
4. ما مدى معنوية علاقة فيلبس وتطابقها الفعلي مع حالة الجزائر؟

❖ فرضيات الدراسة:

لتسهيل الإجابة على التساؤلات المطروحة ارتأينا وضع الفرضيات التالية :

1. يمكن التوقع بظاهرة التضخم باستعمال نماذج ARCH، أو بتعبير آخر نفرض أن اختبارات أثر ARCH (Tests d'effets ARCH) تبين وجود ارتباط ذاتي في سلسلة البواقي.
2. الزيادة المستمرة في الأجور الاسمية لا تلبث أن تتحول في شكل ارتفاعات متتالية في المستوى العام للأسعار.
3. إن لمعدلات البطالة علاقة مباشرة بمعدلات الأجور.
4. إن الإفراط في الإصدار النقدي يؤدي إلى ارتفاع الأسعار لما لا يقابل هذه الزيادة نفس النمو في مستوى الإنتاج.
5. إن الارتفاعات المتزايدة والمستمرة في الأسعار تؤدي إلى تدهور القوة الشرائية للعملة الوطنية وتؤثر على الأوضاع الاقتصادية والاجتماعية.

❖ أهداف الدراسة وأهميتها :

إن اختيارنا لهذا الموضوع يرجع بالأساس إلى أهمية التقنيات الكمية في التحليل الاقتصادي، وإلى أهمية إيجاد قيم مستقبلية للظواهر الاقتصادية مثل التضخم، مما يجعل من إمكانية التحكم في هذه الأخيرة أمرا يسيرا، ونرمي من خلال هذه الدراسة إلى تحقيق جملة من الأهداف من أهمها :

1. إعطاء طابع تجديدي للدراسات التنبؤية حول التضخم في الجزائر، باستخدام نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية.
2. التعرف على أهم النماذج الخطية وغير الخطية الحديثة للسلاسل الزمنية.
3. إبراز الأساس النظري والتحليلي لظاهرة التضخم وإسقاط ذلك على واقع الجزائر.
4. محاولة اقتراح نموذج قياسي بأخطاء تتبع نموذج ARCH يمثل تطور ظاهرة التضخم في الجزائر.
5. معرفة اتجاه السببية بين ظاهرتي البطالة والتضخم في الجزائر.

❖ مبررات اختيار الموضوع :

إن من أهم الأسباب التي أدت بنا لتناول هذا البحث دون غيره هي النية في سد النقص الملاحظ للدراسات القياسية التي تقوم على فرضية عدم تجانس التباين. ومسايرة التطور الذي عرفته نمذجة الظواهر الاقتصادية.

❖ المنهج المتبع :

توفر لنا النظرية الاقتصادية التوجيهات العامة والواضحة للكيفية الصحيحة في قياس التضخم، أما مبادئ النظرية الإحصائية والتحليل الاقتصادي الكمي فيزودنا بالطرق والأدوات الإحصائية والرياضية لقياس هذه الظاهرة الاقتصادية، أما البحث في مصادر الظاهرة التضخمية فيمكن استخلاصها من التفاعلات المتبادلة للتغيرات التي تحدث في مستويات المتغيرات الاقتصادية الكلية.

وبالتالي يكون موضوعنا هو عبارة عن مزيج من هذه المناهج والأدوات التحليلية، الرياضية والإحصائية، كما سنستعمل بعض التقارير التي تحلل أوضاع الاقتصاد الجزائري (مثل تقرير FMI)، انطلاقا من مؤشراته الاقتصادية الكلية، كما نعتمد على بعض العلاقات الرياضية والمعايير القياسية مزودة بتحاليل بيانية وهذا ما تتطلبه مثل هذه الموضوعات، ومن أجل التأكد من مدى معنوية النماذج القياسية المقترحة، نحاول استخدام أكبر عدد من الاختبارات الإحصائية، وذلك بالاستعانة ببعض البرامج المعلوماتية المخصصة (Eviews, EasyReg International, RATS, Mizrach).

❖ حدود الدراسة :

بالتأمل في عنوان هذه الدراسة نجد أن لها منظورين، الأول اقتصادي نحاول من خلاله فهم واقع ظاهرة التضخم بالاستعانة بتطور المؤشرات الكلية للاقتصاد الوطني، وذلك انطلاقا من القراءات والتحليلات الفكرية لأهم المدارس فيما يخص هذه الظاهرة، والثاني قياسي نحاول فيه نمذجة الظاهرة التضخمية رياضيا – انطلاقا من الأدوات الإحصائية

التي توفرها لنا نظرية القياس الاقتصادي- من أجل التنبؤ بمستقبلها، وهذا على الأقل من شأنه أن يكون أرضية خصبة لاتخاذ القرارات المستقبلة المناسبة لمراقبة هذه الظاهرة.

إلا أن خصوصية الاقتصاد الوطني خلال المراحل المتباينة التي مر بها، بالإضافة إلى صعوبة الحصول على المعطيات لم يسهلا لنا كثيرا فرصة الاعتماد على النظرية الاقتصادية بشكل عام في صياغة وتصميم نموذج خاص بالتضخم، لذلك ومن أجل الوصول إلى الأهداف المسطرة اعتمدنا في معظم الأوقات على المؤشرات الكلية التي لها علاقة بتطور هذه الظاهرة خلال 16 سنة الأخيرة.

❖ **أقسام الدراسة :**

للإجابة على التساؤلات المطروحة، ولاختبار الفرضيات ولتحقيق أهداف هذه الدراسة اقتضت الضرورة تقسيم هذا الموضوع إلى خمسة (05) فصول على النحو التالي :

- الفصل الأول : نتناول فيه تحليل نظري لظاهرة التضخم من خلال تبيان مفهومها، مصادرها (أسبابها)، أنواعها، والآثار المنجَّرة عنها، بالإضافة إلى مقارنة بين القراءات الفكرية لأهم المدارس فيما يخص هذه الظاهرة، وأهم السياسات والأدوات المعروفة لمكافحتها. وأخيرا نستعرض تحليل للعلاقة بينها وبين البطالة.
- الفصل الثاني : نستعرض فيه تحليل نظري مفصّل لمختلف أدوات القياس الاقتصادي، بدءا ببعض المفاهيم الأساسية فيما يخص التوقع بالظواهر الاقتصادية، ثم النماذج الانحدارية ومشاكل تقديرها وحلولها، لنصل إلى كيفية دراسة السلاسل الزمنية وأهم النماذج الخطية المتعلقة بها، بالإضافة إلى منهجية بوكس-جينكيز.
- الفصل الثالث: خُصِّص هذا الجانب إلى دراسة النماذج غير الخطية- نظرا لقلة الدراسات بشأنها- بدءا بنماذج مزدوجة الخطية، ثم نماذج الانحدار الذاتي غير الخطية، ثم نماذج المتوسطات المتحركة غير المتناظرة (MA-Asymétrique). بعد ذلك نستعرض وبأكثر تفصيل نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء (ARCH)، من خلال تبيان خصائصها، اختبارات الكشف عنها، تقديرها، والتنبؤ بواسطتها، لنصل في الأخير إلى تقديم لأحدث النماذج المتولدة عن ARCH (ARMA-GARCH، GARCH-M، IGARCH، GARCH-Asymétriques، EGARCH، GJR-GARCH، APARCH ، VS-GARCH ، TGARCH ، QGARCH ، LSTGARCH ، ANSTGARCH ، FIGARCH ، HYGARCH ، FAPARCH).
- الفصل الرابع : نقتفي فيه أثر التضخم في الجزائر من خلال دراسة تطور المؤشرات الإحصائية التي تقيس الظاهرة، وتبيان الأسباب الداخلية والخارجية المسؤولة عنها، مع تحديد آثارها على الاقتصاد والمجتمع الوطنيين.
- الفصل الخامس : نستعرض فيه الجانب القياسي من هذه الدراسة، من خلال تحليل السلسلة الشهرية لمعدل التضخم في الجزائر، وهذا وفقا للأدوات الموجودة في الفصلين الثاني والثالث، مع تطبيق مفصَّل لأهم الاختبارات الإحصائية المعروفة، وهذا من أجل الوصول إلى نموذج ممثل للظاهرة مع خطأ ARCH، وفي

الأخير سنحاول استخلاص مقاربة قياسية بين منحنى فليبس والمعطيات الجزائرية، بدءا باختبار اتجاه السببية بين التضخم والبطالة، ثم اقتراح نموذج خطي يجمع هاتين الظاهرتين، من أجل كشف طبيعة العلاقة- عكسية أو طردية – بينهما في الجزائر.

❖ مرجعية الدراسة :

نظرا لإمكانية رؤية هذه الدراسة بمنظورين، اقتصادي وقياسي، يتسنى لنا تصنيف المراجع المستخدمة في انجازها إلى قسمين، الأول يبحث في التحليلات الفكرية للتضخم من خلال نظريات الاقتصاد العام، الكلي والنقدي، والثاني يبحث في الأدوات، النماذج والطرق الإحصائية للتوقع بالظواهر من خلال نظريات الاقتصاد القياسي والإحصاء الوصفي والتطبيقي، وتساعدنا أيضا التقارير الدولية والمحلية والأبحاث السابقة فيما يخص المؤشرات الاقتصادية الجزائرية التي لها علاقة بالظاهرة المدروسة.

❖ الإضافة الجديدة :

إن من بين أهم العناصر التي تتميز بها هذه الدراسة هي الأخذ بعين الاعتبار الصفة الحركية والديناميكية التي تتصف بها الظاهرة التضخمية في الجزائر، وهذا باستعمال نماذج ARCH، حيث نجد أن معظم الدراسات السابقة في هذا الإطار تبحث في تفسير الظاهرة قياسيا بواسطة مختلف المؤشرات الاقتصادية الكلية تحت ظل فرضية تجانس التباين، وهو ما لا يسمح بأخذ الاعتبار السابق. بالإضافة إلى ذلك نجد أن هذه الدراسة تساير التطور الذي عرفته النمذجة القياسية من خلال تقديم للصيغ غير الخطية الحديثة.

❖ صعوبات البحث :

إن من بين أهم الصعوبات التي اعترضتنا في انجاز هذه الدراسة هي تلك تقف عادة أمام الباحث القياسي عند محاولته الربط بين التحليلات النظرية حول ظاهرة معينة وواقعها في بلد معين، من جهة أولى، وإسقاط ذلك قياسيا بواسطة الأدوات الإحصائية والرياضية المتاحة لديه من جهة ثانية. وفي هذا الإطار نذكر :

1. ندرة البحوث القياسية التي تقوم على النمذجة غير الخطية وبالأخص نماذج ARCH في المكتبات الجزائرية
2. نقص المعطيات الرقمية حول المؤشرات الاقتصادية الكلية، وعدم تجانسها في بعض الأحيان.

مقدمة :

كثيرا ما نسمع في العصر الحاضر لفظ التضخم يتردد على الألسنة، وذلك لكونه ظاهرة مرضية تشكوا منها معظم الاقتصاديات الوطنية في عالم اليوم، نظرا للآثار السلبية التي قد تخلفها سواء من الناحية الاقتصادية أو من الناحية الاجتماعية، وقد تضاربت مختلف النظريات في تفسيرها لهذه الظاهرة بسبب اختلاف الفلسفات التي تستند إليها كل منها، وهذا ما أدى إلى تعدد السياسات والأساليب الموجهة لمعالجة هذه الظاهرة واحتوائها والقضاء عليها، أو على الأقل الحد من تفاقمها. وسنحاول في هذا الفصل تناول الجوانب النظرية لهذه الظاهرة من خلال المباحث التالية :

- ❖ المبحث الأول : التعريف بظاهرة التضخم وتبيان أسبابها.
- ❖ المبحث الثاني : أنواع التضخم وآثاره الاقتصادية والاجتماعية.
- ❖ المبحث الثالث : التحليل الفكري لظاهرة التضخم.
- ❖ المبحث الرابع : سياسات ووسائل مكافحة التضخم.
- ❖ المبحث الخامس : تحليل العلاقة بين التضخم والبطالة.

المبحث الأول : التعريف بظاهرة التضخم وتبيان أسبابها

إنه من المتفق عليه أنه ليس لكلمة التضخم معنى واحد أو مفهوم محدد عند علماء المالية والاقتصاد، حيث اختلف تعريفه بينهم باختلاف المقصود منه والزمن الذي حل فيه، فالمقصود بالتضخم في الفترة ما بين الحربين العالميتين لدى كثير من الدول هو إصدار النقود الاعتبارية بصفة مطلقة دون النظر إلى وجود عوامل أخرى كالتغطية لهذه النقود الصادرة، ولكن إن هذا المفهوم قد تغير فيما بعد ذلك، حيث أصبح المقصود منه هو فائض النقد على فائض السلع والخدمات، ولا شك أن الآخذين بهذا المعنى قد تأثروا بالنظريات والمفاهيم الكيترية التي سادت بين الحربين[1].

المطلب الأول : تعريف التضخم

إن ظاهرة التضخم متعددة الأبعاد ومتشعبة الجوانب وتثير الكثير من القضايا النظرية والتطبيقية، وهذا ما يُبدي لنا أن تعريف التضخم مهمة صعبة، حيث يصطدم بكثير من الغموض والمتناقضات، من خلال التباعد الفكري والمذهبي بين المدارس[2]. إلا أن المعنى الشائع بين معظم العلماء هو الارتفاع غير الطبيعي (غير المألوف) للأسعار، ولهذا عندما يُستعمل اصطلاح التضخم دون الإشارة إلى حالة أو ظاهرة معينة، فإن المقصود به هو ارتفاع الأسعار[3]، ولكن لا يجوز تفسير أي ارتفاع بوجود تضخم، حيث يعرف كاردنير أكلي التضخم بأنه الارتفاع المستمر والمحسوس للمستوى العام للأسعار، واستنادًا إلى هذا لا يُعتبر من التضخم تلك الحالة التي ترتفع فيها الأسعار بشكل قليل جدًا أو متقطع، ويُضيف أكلي قائلاً أن هذه الظاهرة تُعبر عن حالة عدم التوازن، ويجب تحليلها وفقا لمعايير حركية وليس بمعايير ساكنة.

[1] غازي حسين عناية، **التضخم المالي** (الإسكندرية : مؤسسة شباب الجامعة، 2000)، ص9.
[2] السعيد فرحات جمعة، **الأداء المالي للمنظمات الأعمال- التحديات الراهنة** (الرياض : دار المريخ للنشر، 2000)، ص357.
[3] مروان عطوان، **مقاييس اقتصادية: النظريات النقدية** (قسنطينة : دار البعث للطباعة والنشر، نشر أبيليوس، 1989)، ص177.

ويعرف كورتير التضخم بأنه الحالة التي تأخذ فيها قيمة النقود بالانخفاض، أي عندما تأخذ الأسعار بالارتفاع، واستنادًا إلى بيجوا تتوفر حالة التضخم عندما تصبح الزيادات في الدخل النقدي أكبر من الزيادات في كمية الإنتاج المتحققة. كل هذه التعاريف تُؤكد على أن المقصود بالتضخم هو ارتفاع الأسعار وليس الأسعار العالية، مُشيرة إلى وجود حالة عدم توازن بين العرض الكلي والطلب الكلي[1].

بالإضافة إلى ارتفاع الأسعار يمكن أن يطلق مصطلح التضخم على حالات وظواهر أخرى من أهمها[2]:

- الإفراط في إصدار الأرصدة النقدية وهو التضخم النقدي، ويشمل كل زيادة كبيرة في النقود المتداولة في الأسواق (تضخم العملة).
- ارتفاع المداخيل النقدية للأفراد بشكل غير عادي ومألوف (تضخم الدخل).
- ارتفاع تكاليف عناصر الإنتاج، وخصوصا تكلفة العمل (تضخم التكاليف).

وقد يشمل مفهوم التضخم معانٍ وأنواعا أخرى للظواهر، ولكن لا يدل هذا أن الصلة والروابط بين هذه المعاني قوية لدرجة اعتبارها أنها معنى واحد لكلمة التضخم، وكذلك ليس من الضروري أن تتحرك هذه الظواهر المختلفة في وقت واحد واتجاه واحد، بحيث هي مستقلة عن بعضها البعض إلى حد ما، فمن الملفت مثلا هنا هو إمكانية ارتفاع التكاليف دون أن يصاحبها ارتفاع في الأرباح[3].

وللإحاطة أكثر بظاهرة التضخم وتبيان المقصود منها لا بد من تحديد الضوابط والأسس التي تتحكم في ذلك، من أجل هذا يمكن تصنيف التعاريف الخاصة بالتضخم حسب معيارين :

1. التعاريف المبنية على الأسباب المنشئة للتضخم.
2. التعاريف المبنية على الخصائص.

1- التعاريف المبنية على الأسباب المنشئة للتضخم :

باستعراض التعاريف الخاصة بالتضخم يتبين أنها ترجع في معظمها إلى هذا المعيار، وخاصة في الفترة الزمنية للقرن التاسع عشر وأوائل القرن العشرين، ومنها التعاريف المبنية على أساس النظرية الكمية النقدية، والتي سادت حقبة طويلة من الزمن، وأيضا التعريف المبني على أساس عاملي العرض والطلب، وذلك المبني على عاملي الدخل والإنفاق.

1-1 تعريف التضخم على أساس النظرية الكمية النقدية :

تذهب المدرسة النقدية في تفسيرها للتضخم مذهبا نقديا، حيث اعتبره الاقتصاديون الكلاسيكيون ظاهرة نقدية صَرفة تعود في أسباب نشأتها إلى عوامل نقدية ومالية بحته[4]، حيث أن التضخم حسب هذه النظرية يعني **"كل زيادة في كمية النقد المتداول تؤدي إلى زيادة في المستوى العام للأسعار"**، هذا التعريف يَقتضي أن الزيادة في كمية النقد المتداول هي السبب في حدوث الظواهر التضخمية[5].

[1] ضياء مجيد الموسوي، **الاقتصاد النقدي : قواعد – نظم نظريات –سياسات – مؤسسات نقدية** (الجزائر : مطبعة النخلة، دار الفكر، بدون سنة)، ص215.
[2] صبحي تادرس قريصة، مدحت محمود العقاد، **النقود والبنوك والعلاقات الاقتصادية الدولية** (بيروت : دار النهضة العربية، 1983)، ص247.
[3] محمد عبد العزيز عجيمية، مدحت محمد العقاد، **النقود والبنوك والعلاقات الاقتصادية الدولية** (بيروت : دار النهضة العربية، 1984)، ص218.
[4] غازي عناية، **تمويل التنمية الاقتصادية بالتضخم المالي** (بيروت : دار الجيل، 1991)، ص24.
[5] غازي حسين عناية، **التضخم المالي**، مرجع سابق، ص14.

وتُعَّد نظرية كمية النقود من أولى النظريات التي حاولت تفسير تقلبات المستوى العام للأسعار، وهـــي تتمثـــل في مجموعة من الفرضيات المتعلقة بأهمية تغيرات كمية النقود بالنسبة إلى غيرها من العوامل في التأثير على قيمتها.

وفي الواقع أن هذه الفكرة قديمة وذات تاريخ بعيد، فمن المُمكن تتبع بعض عناصرها في كتابات الرومان، ثم بعـــد ذلك تطورت صياغتها خلال ما يُعرف في التاريخ النقدي بـــ"ثَورة الأسعار" في القرن السادس عشر، فلقـــد تـــدفقت المعادن النفيسة إلى أوربا بكميات كبيرة، خاصة في البلدان التي اكتشفت القارة الأمريكية واستعمرت المنـــاطق الغنيـــة منها، حيث اقترن تدفق الذهب بارتفاع عام وشديد في الأسعار، فكان منطقيا أن يحاول الاقتصاديون آنذاك البحث في طبيعة العلاقة بين زيادة كمية المعدن النفيس وارتفاع الأسعار، وأن يثور النقاش حول هذا الارتفاع وطبيعته وأســـبابه، وفي نهاية القرن الثامن العشر ظهرت لهذه النظرية صياغة واضحة على أيدي علماء أمثال بودان وكنتيلون وهيوم[1].

وكان للأمريكي إيرفنج فيشر الفضل الأول في حمل لواء النظرية الكمية والدفاع عنها في القرن العشرين، حيث نشر كتابا بعنوان القدرة الشرائية للعملة[2]، وأعطاها بموجبه صياغتها الأكثر اكتمالا عن طريق إدخال النقود المصرفية وسرعة دورانها في معادلته المعروفة بمعادلة المبادلة، التي تعمل على مختلف العوامل التي تشرك في تحديد المستوى العام للأسعار.

وبالرغم من الحجج والمبررات التي استند عليها أصحاب النظرية الكمية في تحديدهم لمفهوم التضخم إلا أن هـــذا لم يمنع من توجيه الانتقادات لهم، فالظروف الاقتصادية التي ســـادت في المجتمعـــات الرأسماليـــة أثنـــاء فتـــرة الكســـاد (1929-1933م) حيث لم تشهد ارتفاعا في الأسعار مع أنه أُلقي في الأسواق كميات كبيرة مـــن النقـــود المتداولـــة، فالظواهر التضخمية لم تُسيطر على تِلك الأسواق ولم تتَفشى في تلك المجتمعات، مما يقتضي التساؤل حول صلاحية هذا المعيار في تحليل التضخم، ومن تم اعتباره أساس لتعريف هذه الظاهرة، ولكن ليس معنى هذا أن كمية النقود لا تلعـــب دورا في تعريف التضخم.

1-2 تعريف التضخم على أساس نظرية الدخل والإنفاق :

تذهب هذه النظرية في تعريفها للتضخم بأنه "الزيادة في معدل الإنفاق والدخل "، فازدياد الإنفاق النقدي ومـــن ثم الدخل النقدي يُسَبِّب ارتفاع الأسعار وتضخمها على فرض بقاء كمية السلع الموجودة في حالة ثبات.

ولقد أخذ بهذه النظرية الاقتصادي فيزر، وافترض لصلاحيتها كأساس يُعرَّف بموجبه التضخم أن تكون الزيـــادة في الإنفاق عامة، وشاملة وبنسبة تفوق الزيادة في الإنتاج.

وبغض النظر عن أسباب زيادة الإنفاق، ووسائله فإن هذا المفهوم قد أُعترِض عليه من حيث أنه لا يمكـــن وصـــف الرواج، وازدياد الدخل النقدي في حالة الانتقال من الكساد إلى الرخاء بأنه حالات تضخمية[3]. وكذلك مما يُرد علـــى هذه النظرية أنها تفترض ارتفاع الأسعار العامة كلها في المجتمع نتيجة ارتفاع الدخل النقدي الوطني، ولكن قد يحدث أن ترتفع أسعار بعض السلع دون الأخرى فكيف نُفسِّر هذا الارتفاع؟.

---

[1] سهير محمود معتوق، **النظريات والسياسات النقدية** (ط(1) ؛ القاهرة : الدار المصرية اللبنانية، 1989)، ص19.
[2] أحمد هني، **العملة والنقود** (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1991)، ص112.
[3] فؤاد هاشم، **اقتصاديات النقود والتوازن النقدي** (القاهرة : دار النهضة العربية، 1969)، ص167.

3-1 تعريف التضخم على أساس نظرية العرض والطلب :

يكون التضخم نتيجة الخلل التوازني في العلاقة، ما بين العرض والطلب، فمن العلماء الاقتصاديين من بنى تعريفه وتحليله للظاهرة على القوى التي تحكم هذه العلاقة، فعرّف التضخم بأنه : "زيادة الطلب على العرض زيادة تؤدي إلى ارتفاع الأسعار".

ولقد اشترط البعض من هؤلاء الاقتصاديين شروطا يجب توافرها للحكم بصحة هذا التحليل، واعتبار الأسعار المرتفعة بسبب الخلل في التوازن ما بين العرض والطلب ارتفاعا تضخميا، ومن بين هؤلاء العالم أباليرنر (Abalener)، حيث يشترط أن يكون ارتفاع الأسعار فُجائيا وغير مُتوَقَّع حتى يكون تضخميا، فهو يفترض أنه لو أمكن توقع هذا الارتفاع السعري لأمكن تحاشيه أو الحد من أثاره، مما لا يمكن تسميته والحكم عليه بأنه تضخميا، كذلك منهم من اشترط أن يكون مستوى الأسعار العام هو المقصود بالأسعار المرتفعة بحيث يشمل أسواق السلع، وأسواق عوامل الإنتاج.

ويفترض أصحاب هذه النظرية أنه لو زاد الطلب النقدي عن العرض السلعي عند ثمن معين فإن الأسعار ستميل للارتفاع (فائض إيجابي في الطلب) والعكس صحيح، وكلما كان ذلك الفائض كبيرا (فائض الطلب أو فائض العرض) زادت سرعة ارتفاع أو انخفاض الأسعار. ومن المفكرين الاقتصاديين كذلك الذين نادوا بنظرية العرض والطلب واعتبروها أساسا صالحا في تحليلهم للظواهر التضخمية كسبب مُنشِّئ لها، العالم بيرو والعالم فيمن وليرنر وكيتر، حيث :

- يُعرِّف بيرو التضخم : " بأنه ازدياد النقد الجاهز دون زيادة في السلع والخدمات ".
- و يُعرِّف فيمن التضخم :" بأنه ازدياد وسائل الدفع المستعمله بصورة غير عادية بالنسبة لكمية البضائع، والخدمات المعروضة على المشترين خلال مدة معينة ".
- و يُعرِّفه ليرنر :" بأنه زيادة الطلب على العرض".
- أما بالنسبة لكيتر فالتضخم هو : "زيادة المقدرة الشرائية التي لا يقابلها زيادة في حجم الإنتاج " أو " هو زيادة الطلب الحقيقي في جو استخدام كامل "[1].

بالرغم من هذا فإن هذه النظرية هي الأخرى لم تَسلَّم من الانتقادات الموجهة إليها حول بعض الغموض الموجود في تفسيراتها ومن بين هذه الانتقادات :

أ)- متى يكون هناك فائض في الطلب إيجابي، أو سلبي ؟، وهل يشمل ذلك جميع الفوائض في الأسواق في المجتمع حتى نحكم بوجود فائض في الطلب ؟.

ب)- كذلك في السوق الواحد قد ترتفع أسعار بعض السلع فيه دون أن ترتفع أسعار بقية السلع، فهل يحكم هذا بوجود فائض تضخمي في الطلب أو الأسعار ؟.

ج)- كذلك ما المقصود بارتفاع الأسعار ؟، وهل هو المستوى العام للأسعار في أسواق السلع أو أسواق العوامل أو كلا السوقين ؟.

---

[1] غازي حسين عناية، **التضخم المالي**، مرجع سابق، ص 20.

وبالنظر إلى التعاريف السابقة للتضخم فإن جميع النظريات التي تم سردها كأساس لهذه التعاريف يمكن تصنيفها ضمن الأسباب المُنشئة للظواهر التضخمية والتي يشملها المعيار الأول. ويمكن الآن الانتقال إلى بحث المعيار الثاني في التعريف بالتضخم المبني على خصائصه.

2- التعاريف المبني على خصائص ومظاهر التضخم :

يضع أصحاب هذا المعيار تعريفهم للتضخم، وبيان المعنى المُراد منه بناءًا على الخصائص والآثار الناتجة عنه، وأهمها ارتفاعات الأسعار، ومن هؤلاء الاقتصاديين مارشال، رُوبنسن، فلامان، كلوزو، وغيرهم .....

فيُعرِّف روبنسن التضخم بأنه " ارتفاع غير المنتظم للأسعار "، ويعرفه مارشال بأنه " ارتفاع الأسعار"، بينما يعرفه فلامان " بأنه حركة الارتفاع العام للأسعار ". أما كلوزو فيقول أنه " الحركات العامة لارتفاع الأسعار الناشئة عن العنصر النقدي كعامل محرك دافع".[1]

ولقد شارك كثير من علماء المالية والاقتصاد هؤلاء في تعريفهم للتضخم على أنه الارتفاع في الأسعار حتى أصبح التعريف الشائع بين عامة الناس، ويشترط البعض في هذا التحليل الدوام والاستمرارية في الارتفاع، ولهذا لا يمكن تسمية الارتفاع المؤقت أو المتقطع بأنه تضخميا، ومن بين هؤلاء كاردنير أكلي حيث قال بأنه " الارتفاع المستمر والمحسوس في المستوى العام للأسعار أو معدل الأسعار "[2]. وبدوره قال G.OLIVE أنه "الارتفاع في المستوى العام للأسعار وليس ارتفاع أسعار بعض السلع (ارتفاعا يولد ارتفاعات أخرى)"[3].

وهناك من يرى أن التضخم هو ارتفاع في المستوى العام للأسعار الناتج عن وجود فجوة بين السلع الحاضرة وحجم المداخيل المتاحة للإنفاق، والسبب في ذلك يمكن أن يكون عاملا نقديا، فقد ينتج ارتفاع الأسعار عن الزيادة في المداخيل المتاحة التي تصاحب الزيادة في كمية النقود أو سرعة تداولها[4]. من هذا أصبح التضخم لدى العديد من الدول العُضْوَّى في منظمة الأمم المتحدة يُقصد به ذلك الارتفاع في المستوى المتوسط لأسعار التجزئة، بشرط أن يكون دائم ونهائي ومستمر[5].

وكغيرها من التحليلات السابقة فإنه توجد نقاط تُرد على نظرية ارتفاع الأسعار من بينها :

- متى يمكن اعتبار ارتفاع الأسعار مستمرا أو مؤقتا ؟، وذلك ما يقودنا إلى البحث في المدة اللازمة لسريان هذا الارتفاع، ومعيار ذلك.
- متى يمكن اعتبار المعدل الذي تصل إليه الأسعار في ارتفاعها بأنه معدل تضخمي؟.
- وكذلك فإن الأسعار في ارتفاعها لا تُشكِّل وحدة واحدة بالنسبة لجميع السلع وفي جميع الأسواق، فربما ترتفع أسعار بعض السلع، وتحافظ الأخرى على نسبتها دون ارتفاع، أو تميل إلى الانخفاض مما يؤدي إلى صعوبة الحكم على كون الأسعار مرتفعة أم لا!.

---

[1] نفس المرجع، ص 22.
[2] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص 214.
[3] JANINE BREMOUD, ALAIN GELEDAN, **Dictionnaire Economique et Social** (Paris : HATIER ,1981), p212.
[4] نبيل الروبي، **التضخم في الاقتصاديات المختلفة** (مصر : مؤسسة الثقافة العربية، لابت)، ص ص 13-15.
[5] BENISSAD M.E, **Essais d'analyse monétaire avec référence en algérie** , (3éme édition ; Alger : OPU, 1980), p99.

خلاصة : مما سبق يمكن تعريف التضخم من خلال أسبابه كظاهرة نقدية أي الإصدار النقدي، الارتفاع في النفقات، كما يمكن التحدث عن التضخم كظاهرة سعرية من خلال نتائجه أي ارتفاع الأسعار[1].

وإزاء الانتقادات التي توجه لكل من المعايير السابقة، فالتعريف الأفضل هو الذي يجمع بين هذه الأخيرة، فيمكن تعريف التضخم إذن : " بأنه كل زيادة في التداول النقدي يترتب عليه زيادة في الطلب الكلي الفعال عن العرض الكلي للسلع والمنتجات في فترة زمنية معينة، تؤدي إلى زيادة في المستوى العام للأسعار".

فيعبر هذا التعريف عن الفجوة ما بين الزيادة في كمية النقد المتداول وبين كمية المنتجات، والسلع الموجودة في الأسواق، ومن ثم فإن التضخم هو نتيجة هذه الفجوة، وارتفاع الأسعار هو المؤشر لها[2].

المطلب الثاني : أسباب التضخم

قد أصبح الآن واضحا أن ارتفاع الأسعار لا يمثل سببا للتضخم، ولكن يمثل نتيجة طبيعية له، ولقد ظهرت آراء كثيرة تحاول تفسير التضخم وإرجاع أسبابه لعوامل متعددة يمكن إجمالها في :

1- زيادة الطلب الكلي (تضخم الطلب) :

تحاول أغلب النظريات الحديثة تفسير التضخم بوجود إفراط في الطلب على السلع والخدمات، أي زيادة الطلب الكلي على العرض الكلي عند مستوى معين من الأسعار، ويَستند هذا التفسير إلى قوانين العرض والطلب، حيث أن السلعة يتحدد سِعرُها عند تعادل الطلب عليها مع المعروض منها، فإذا حدث إفراط في الطلب لسبب ما مع بقاء العرض على حاله (أو زاد بنسبة أقل) يرتفع سعر هذه السلعة[3].

ومع كل ارتفاع في السعر يتناقص الفرق بين العرض والطلب حتى يتلاشى، ومن هذه القاعدة البسيطة التي تُفسر ديناميكية تكوين السعر في سوق سلعة معينة، يمكن تعميمها على مجموعة أسواق السلع والخدمات التي يتعامل بها المجتمع، فكما أن إفراط الطلب على سلعة واحدة يؤدي إلى رفع سعرها، فإن إفراط الطلب على جميع السلع والخدمات أو الجزء الأكبر منها يؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار وهدا ما يسمى بتضخم الطلب[4].

ويحدث هذا الاختلال نتيجة لزيادة الكتلة النقدية المتداولة، عندما يكون هناك حالة عجز في الميزانية العامة للدولة، حيث يفوق الإنفاق الحكومي الإيرادات، فتضطر الدولة إلى إصدار وطبع المزيد من النقود بواسطة البنك المركزي، فتزداد الكتلة النقدية المتداولة دون أن تقابلها زيادة في الإنتاج مما ينعكس على الطلب على السلع والخدمات مع ثبات العرض، وخاصة في حالة التشغيل الكامل لعناصر الإنتاج، ويمكن أن يحدث تضخم الطلب أيضا نتيجة توسع البنوك التجارية في العمليات الائتمانية وعملية خلق النقود. ولمعالجة هذا النوع من التضخم تُستخدم أدوات السياسة المالية والنقدية من أجل إحداث حالة انكماشية (انخفاض أغلب الأسعار والتكاليف)، كما يمكن للدولة سد العجز في الميزانية

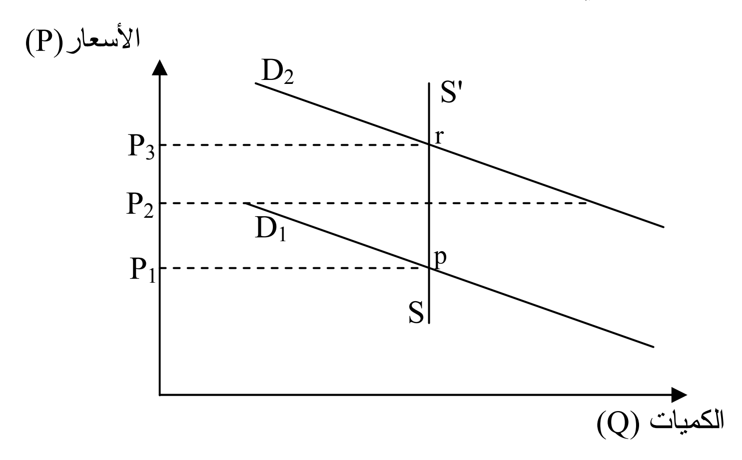
[1] مصطفى رشدي شيحة، **الاقتصاد النقدي والمصرفي** (بيروت : الدار الجامعية، 1985)، ص 576.
[2] غازي حسين عناية، مرجع سابق، ص 25.
[3] مروان عطوان، مرجع سابق، ص180.
[4] صبحي تادرس قريصة، مدحت محمد العقاد، مرجع سابق، ص250.

من خلال إصدار السندات أو زيادة الضرائب أو الحد من القدرة الائتمانية للبنوك التجارية[1]، كما سنتحدث بأكثر تفصيل في الوحدات اللاحقة.

ومن بين الاقتصاديين الذين يؤيدون فكرة أن التوسع النقدي هو العامل المسبب للتضخم في الطلب، البلجيكي Goedhard[2]، ونجد في هذا الصدد أن معظم الأفكار الكلاسيكية والنيوكلاسيكية تأخذ نفس الرأي. أما الفكر الكينزي فيفسرها بفائض النفقات الكلية على الإنتاج الكلي[3]، و لا يرى في ذلك مشكلا كبير الخطورة إلا إذا وصلت عوامل الإنتاج إلى مرحلة التشغيل الكامل، لأنه في الحالة الأخرى وبواسطة إعادة تشغيل عوامل الإنتاج بطريقة فعالة ورفع معدل الربح يمكن تلبية الطلب الزائد.

ويمكن تمثيل الاتجاهات التضخمية من خلال منحنى التوازن العام عند الكلاسيك :

الشكل رقم (1-1) : آثار ارتفاع الطلب الكلي على مستويات الأسعار (حالة التشغيل الكامل)



المصدر : المعهد الوطني للتخطيط والإحصاء، **الاقتصاد الكلي**، دروس مقدمة لطلبة السنة الثانية، 1999م.

نلاحظ من خلال الشكل رقم (1-1) أن المستقيم (SS') الذي يُمثّل الكميات المعروضة يأخذ شكل عمودي (كمية ثابتة)، وهذا نظرا لعدم مرونة الإنتاج في حالة التشغيل الكامل، وإذا كان المستقيم (D_1) يعبر عن الكميات المطلوبة، فإن النقطة p في هذه الحالة تمثل نقطة التوازن.

وفي حالة انتقال منحنى الطلب لسبب من الأسباب السابقة إلى الأعلى- من (D_1) إلى (D_2)-، تظهر ما تُسمى بالفجوة التضخمية (pr) التي تعكس فائض النفقات الكلية على العرض الكلي، ولأن هذا الأخير لا يمكن أن يرتفع، ينعكس ذلك في ارتفاع الأسعار ليتساوى العرض مع الطلب.

بالإضافة إلى هذا يمكن أن يحدث التضخم في الطلب بسبب تخلي الأفراد على ظاهرة الاكتناز، أو إذا ارتفعت الأجور، فيظهر بذلك طلب إضافي في سوق الخيرات، ولتلبية هذا الطلب الجديد تقوم المؤسسات باستثمارات إضافية بطلب عتاد جديد وأموال إضافية، فيرتفع سعر الفائدة وسعر الإنتاج الجديد[4].

---

[1] عبد الناصر العبادي، عبد الحليم كراجة، محمد الباشا، **مبادئ الاقتصاد الكلي** (ط(1) ؛ عمان : دار صفاء للنشر والتوزيع، 2000)، ص136.
[2] Benissad M.E, Op-cit, p33.
[3] Vivien Levy-Garboua, **Macro Economie Contemporaine** (2eme édition ; paris : économica, 1981), p457.
[4] أحمد هني، **دروس في التحليل الاقتصادي الكلي** (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية،1991)، ص81.

وفي الحقيقة أن التضخم بالطلب في الاقتصاديات الاشتراكية يَعكِّس لنا تلك الاختلالات أو النقائص في التخطيط على مستوى القطاع الإنتاجي وتداول السلع الإنتاجية النهائية.

2- انخفاض العرض الكلي :

لقد ساهم اقتصادي كمبردج الكبير ألفريد مارشال في بداية القرن العشرين في صياغة الأدوات التحليلية للعرض والطلب، ومن المفيد لفهم أفضل لمصطلح التوازن، توضيح الدور الحيوي الذي أعطاه مارشال لعامل الزمن اللازم لتوازن الأسعار[1]، وإن النظريات التي تؤكد على جانب الطلب لم تكفِ لتفسير التضخم تفسير كاملا في جميع الفترات، لذلك فقد رافق تطورها تطورا مماثلا في نظريات أخرى تؤكِّد على جانب العرض، وما أتينا على ذكره بالنسبة لزيادة الطلب يصلح أيضا لقوله لانخفاض العرض، حيث أن هذا الأخير من شأنه أن يؤدي إلى إحداث ظواهر تضخمية، ومن بين أهم العوامل المُسببة في انخفاض العرض الكلي هو نقص الثروة الإنتاجية التي بمقدور الجهاز الاقتصادي توفيرها، وكذا سياسة الإنفاق العام، وأيضا كثرة النقد الزائد والمتداول في تحقيق البرامج، إضافة إلى مجموعة من العناصر ندرجها فيما يلي :

أ- تحقيق مرحلة الاستخدام الكامل : قد يصل الاقتصاد إلى حالة التشغيل الشامل لجميع طاقاته، وبذلك يعجز الجهاز الإنتاجي عن تغطية العرض المتناقص.

ب- عدم كفاية الجهاز الإنتاجي : عندما يتصف الجهاز الإنتاجي بعدم المرونة، فإنه يعجز على سد النقص في العرض، وهذا يعود إلى أسباب تختلف حسب ظروف كل بلد، وتتغير من فترة إلى أخرى.

ت- النقص في العناصر الإنتاجية : كالعمال والموظفين المختصين، وكذا المواد الأولية والخامة ...إلخ.

إن انخفاض إنتاجية رأس المال بسبب الاستهلاك من جهة، والاستعمال غير العقلاني من جهة أخرى يؤدي إلى النقص في رأس المال المستخدم، مما يباعد بين النقد المتداول والمعروض من السلع الذي هو في تناقص، وهذا يعني بداية ظهور التضخم. وهناك عوامل أخرى منها عجز المشاريع على التوسع لأسباب فنية، وحدوث عوامل طارئة تقلل الإنتاج مثل الحروب، الجفاف، قلة العملات الأجنبية وغيرها من ما يحول دون استيراد المواد الأولية.

3- ارتفاع التكاليف الإنتاجية :

يحدث أحيانا ارتفاع ملموس في أسعار السلع والخدمات النهائية نتيجة لارتفاع التكاليف الإنتاجية بشكل عام (تضخم التكاليف) وارتفاع الأجور بصفة خاصة، والمقصود بزيادة التكاليف في هذه الحالة هو زيادة أسعار خدمات عوامل الإنتاج بنسبة أكبر من الإنتاج الحدي لها[2].

وهذا لأن كل زيادة في الأجور في حالة ثبات إنتاجية العمل تؤدي إلى زيادة التكلفة الوحدوية للإنتاج، وبالتالي إلى ارتفاع سعر البيع، وفي حالة ما إذا كان من غير المُمْكن رفع سعر البيع فإن أرباح أصحاب المؤسسات سوف تنخفض، وتُؤدي بدورها إلى انخفاض الاستثمار الصافي، وفي الأنظمة الاشتراكية تُعَوَّض الزيادات في الأجور على شكل إعانات للمحافظة على الأسعار.

[1] بول أ.ساموبلسون، **علم الاقتصاد، تكوين الأسعار** (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1991)، ج 4، ص27.

[2] جمال خريس، أيمن أبوخضير، عماد خصاونة، **النقود والبنوك** (ط1) ؛ عمان : دار الميسرة للنشر والطباعة والتوزيع، 2002)، ص129.

ولكن ليس من الضروري أن تؤدي الزيادة في الأجور بصفة عامة إلى زيادة التكاليف، إذ تُستثنى الحالة التي يقابل ذلك زيادة في الكفاية الإنتاجية لعنصر العمل.

وفي الواقع يُحتمل أن تكون الزيادات في الأجور نتيجة لقوة نقابات العمال في المساومة الجماعية، حالة ظهور نقصان في عرض العمل وفائض في مناصب الشغل، فتستطيع بالضغط على الحكومة الرفع من أجور عمالها، وأيضا إذا كانت جميع الطاقات مستخدمة، فيطلب أصحاب المؤسسات معاون جديدة في الإنتاج، مما يُسبب ارتفاع في سعر المال أي سعر الفائدة وسعر العتاد الجديد[1].

بالإضافة إلى العوامل السابقة فإن ارتفاع أسعار المواد الأولية من شأنه هو الآخر أن يؤدي إلى زيادة التكاليف، كما حدث إبَّان حرب 1973م، حيث تضاعفت أسعار النفط بنحو أربع مرات، وانعكس ذلك على ارتفاع أسعار المنتجات بشكل كبير ومستمر في الدول المتقدمة في الفترة الممتدة (1973–1978م).

ومما لا شك فيه أن ارتفاع التكلفة الإنتاجية عن عوامل داخلية مثل زيادة الأجور يمكن معالجته، من خلال ربط الأجر بالإنتاجية والأسعار، بينما ارتفاع أسعار عناصر الإنتاج المستوردة فمن الصعب التحكم به ومعالجته[2].

ملاحظة (1-1): قد يحدث التضخم نتيجة لاشتراك الأسباب السابقة في آن واحد، أي تضخم الطلب وتضخم التكاليف، وهذا بسبب زيادة الكتلة النقدية المتداولة مع ثبات الإنتاج، وفي نفس الوقت ترتفع أسعار عناصر الإنتاج من مواد أولية وموارد وغيرها، ويسمى هذا النوع بالتضخم المشترك، وقد تستخدم طرقا أكثر تعقيدا في معالجته، حيث تتبع سياسات تحد من التوسع النقدي وتزيد من الإنتاجية في آن واحد.

4- استيراد معظم السلع والخدمات النهائية من الخارج :

يظهر هذا بوضوح في الاقتصاديات الصغيرة والمفتوحة على الاقتصاديات الأخرى، والتي تستورد معظم احتياجاتها من السلع والخدمات النهائية من الخارج، لذلك يُسمى هذا النوع بالتضخم المستورد، ويعرف على أنه الارتفاع المستمر والمتسارع في أسعار السلع والخدمات النهائية المستوردة من الخارج، كالملابس والأطعمة الجاهزة والأحذية ...إلخ، مما ينعكس على ارتفاع أسعار بيعها في الأسواق المحلية، أي تستورد الدول وخاصة النامية هذا التضخم كما هو موجود في العالم الخارجي[3]، نظرا لأن الدول الصغيرة ذات الاقتصاديات المحدودة لا تستطيع التأثير في تحديد الأسعار،كما حدث بعد سنة 1973م، فنتيجة لارتفاع أسعار السلع في الدول المتقدمة بسبب تضاعف أسعار النفط كما أسلفنا، ارتفعت أسعار هذه السلع في الدول النامية والعربية المستوردة لها.

ويجب التمييز هنا بين التضخم المستورد وتضخم التكاليف، حيث أن هذا الأخير يعود إلى ارتفاع في أثمان عناصر الإنتاج مثل المواد الأولية الداخلة في إنتاج سلع وخدمات محلية، مما يؤثر على ارتفاع تكلفتها، أما الأول فيرجع إلى ارتفاع أسعار السلع والخدمات النهائية نفسها المستوردة من الخارج[4].

---

[1] أحمد هني، **دروس في التحليل الاقتصادي الكلي**، مرجع سابق، ص81.
[2] عبد الناصر العبادي، عبد الحليم كراجة، محمد الباشا، مرجع سابق، ص137.
[3] اسماعيل عبد الرحمان، حربي محمد موسى عريقات، **مفاهيم أساسية في علم الاقتصاد** (ط(1) ؛ عمان : دار وائل للنشر، 1999)، ص152.
[4] عبد الناصر العبادي، عبد الحليم كراجة، محمد الباشا، مرجع سابق، ص138.

المبحث الثاني : أنواع التضخم وآثاره الاقتصادية والاجتماعية

يعتبر التضخم من المشكلات الاقتصادية الرئيسية التي يعاني منها العالم في الوقت الراهن، نظرا لما يُخلفه من آثار سلبية على الاقتصاد الوطني ومن آفات اجتماعية، إلا أ ن درجة هذه الأخيرة تتفاوت حسب شكل الظاهرة ونوعها.

المطلب الأول : أنواع التضخم وأشكاله

بالرغم من الاهتمام المُنصّب على هذه الظاهرة إلا أن هناك جدلا كبيرا حول إعطائها مفهوما شاملا لها، وهذا ما ولّد كنتيجة طبيعية تعدد واختلاف الأنواع والأشكال حسب المعايير التالية[1] :

1. تحكم الدولة في جهاز الأسعار.
2. مدى حدة الضغط التضخمي.
3. طبيعة القطاعات الاقتصادية.
4. المصادر والأسباب والظروف المساعدة.

1- حسب تحكم الدولة في جهاز الأسعار :

تتحدد بعض أنواع الاتجاهات التضخمية بمدى تحكم الدولة في جهاز الأسعار، ومراقبتها لتحركات المستويات العامة للأسعار والتأثير فيها، حيث ينطوي تحت ظل هذا المعيار ثلاث أنواع من الاتجاهات التضخمية[2] :

1-1 التضخم المكبوت (الكامن) :

لقد أثبتت التجارب التي مر بها الكثير من الدول إمكانية ظهور حالات تخضع فيها الأسعار لضغط تضخمي ومع ذلك تحتفظ على استقرارها، نتيجة لاتخاذ سياسات تقضي بتجميد الأسعار والحد من زيادتها، لذلك يميل الكثير من الاقتصاديين إلى تعريف مثل هذه الحالات بأنها ظواهر تضخمية مكبوتة رغم ثبات الأسعار[3].

ومن بين السياسات والإجراءات التي تتخذها الحكومة للحد من تَفشي هذا النوع من التضخم، وضع قيود وضوابط تحد من الإنفاق الكلي، وأيضا الرقابة على الصرف، وتحقيق فائض في الميزانية، وتطبيق نظام البيع بالبطاقات...إلخ، لكن سرعان ما تضطر الدولة لسحب هذه الإجراءات تحت ضغط قِوى التضخم فترتفع الأسعار،كما حدث في كثير من الدول خاصة تلك التي تدعم الأسعار. وقد تخضع بعض الأسعار للرقابة في حين تُترك الأخرى حرة أو تكون الرقابة عليها غير مُحكمة، فترتفع الأسعار بمستويات مختلفة في الأسواق، لذلك يمكن القول أن الرقابة على الأسعار سواء كانت عامة أو خاصة لا تستبعد فائضا في الطلب، ولكنها تُعطِّل أثاره لفترة من الوقت، لحين يمكن أن تتجمع كمية نقدية سائلة كبيرة تتحول في وقت لاحق إلى قوة شرائية فعالة إضافية[4].

وأحيانا تكون الظروف الاقتصادية والسياسية هي المجبرة للدولة على وضع إجراءات تحافظ بها على الأسعار، فمثلا في أوقات الحروب تلجأ الحكومة إلى إغلاق أوجه الإنفاق، وتَعْمَد إلى التقنين بتطبيق نظام الحصص للأفراد، كما حصل في بريطانيا ما بين 1938 و1950.

---

[1] غازي حسين عناية، **التضخم المالي**، مرجع سابق، ص56.

[2].Henrgutton Gerrard Bremoulem, **La monnaie** (paris : Ed Dallaz , 1978), p404.

[3] مروان عطوان، مرجع سابق، ص179.

[4] اسماعيل عبد الرحمان، حربي محمد موسى عريقات، مرجع سابق، ص154.

وبالرغم أن هذه السياسات تحافظ على الأسعار ولو بشكل مؤقت، إلا أنها لم تَسلَّم من الانتقادات الموجهة إليها، وقد تُشجع اللجوء إلى السوق السوداء، وقد تُؤدي إلى تخفيض الإنتاج.

1-2 التضخم المكشوف (المفتوح) : بعكس النوع السابق فإن التضخم المكشوف يعني انطلاق الأسعار نحو الارتفاع دون أي تدخل من قبل السلطات الحكومية للحد منه، أو التأثير فيه. وإلى جانب إحجام الدولة وموقفها السلبي فقد تتدخل عوامل أخرى في رفع المستويات العامة في الأسعار، ومنها الظروف السائدة في بعض القطاعات الاقتصادية، وكذلك العوامل النفسية للأفراد من بائعين ومشترين ...إلخ، الشيء الذي يَسمّح للقِوى التضخمية من ممارسة ضُغوطها نتيجة إمَّا لزيادة الطلب على السلع والخدمات، أو زيادة تكاليف حجم الإنتاج، أو زيادة الكتلة النقدية....إلخ.

2- حسب مدى حدة الضغط التضخمي :

يمكن تقسيم التضخم حيث حدته ودرجة قوته إلى :

2-1 التضخم الزاحف (التدريجي) : ويتصف بارتفاع بطِيء في الأسعار في حدود 2% سنويا، حتى خلال يكون فيها الطلب الكلي معتدلا[1]، وبالتالي يمكن حصول ارتفاع نسبيا على المدى الطويل قد لا يصل إلى 15% خلال عشر سنوات، كما حدث في الأرجنتين والبرازيل خلال الفترة 1970-1980م، لذلك هناك من يسمي هذا النوع بالتدريجي أو المعتدل، ويتميز بجملة من الخصائص منها[2] :

- النسبية : زيادة دائمة ومتتالية في الأسعار بمعدلات حقيقية لا تتطور بشكل سريع.
- الكيفية والارتباط بديناميكية السلوك الاجتماعي للطبقات.
- النمو وارتباطه بميكانيزم التقدم النقدي.

إن ارتفاع الأسعار بهذا الشكل يتقبله الأفراد لأنه يأتي بدفعات بسيطة وتدريجية، مما يجعل من التضخم أمرًا عاديا وظاهرة عامة في كافة الدول الصناعية، لأن ثبات وتخفيض الأسعار لا يُحَفِّز على النمو في الاقتصاد.

2-2 التضخم الجامح (المفرط) : يحدث عندما تتزايد الأسعار بمُعدلات مُرتفعة خلال فترة قصيرة من الزمن، تصل فيها إلى حدود 50% أو 60% سنويا، وحتى أكثر من ذلك[3]. لأجل هذا يمكن اعتبار هذا النوع أشد الأشكال ضررًا وأثارًا على الاقتصاد الوطني، حيث تتوالى الارتفاعات الشديدة للأسعار دون توقف، وتزداد سرعة تداول النقود، مما يُصَعِّب على السلطات التحكم في الوضع، فتفقد النقود قوتها الشرائية، وقيمتها كوسيط للتبادل، وخاصيتها كمستودع للقيمة، مما يدفع الأفراد إلى التخلص منها، واستثمارها في قطاعات غير إنتاجية مُبَدِّدة للثروة، مثل الأراضي، المباني، الأجهزة الكهربائية والسيارات، أو يتجهون لشراء الأسهم والسندات[4].

وفي حالة استمرار الوضع السابق، فإن ذلك يؤدي إلى انهيار النظام النقدي وتدهور ميزان المدفوعات، وتفقد فيه الدولة مواردها من الاحتياطات والعملات الأجنبية، وأفضل وسيلة لعلاج هذه الظاهرة هي التخلص من هذه النقود المتداولة بإلغائها واستبدالها بعملة جديدة.

[1] عبد المنعم السيد علي، نزار سعد الدين العيسي، **النقود والمصارف والأسواق المالية** (ط(1) ؛ عمان : دار الحامد للنشر والتوزيع، 2004)، ص449.
[2] أسامة محمد الفولي، مجدي محمود شهاب، **مبادئ النقود والبنوك** (بيروت : دار الجامعية الجديدة، 1999)، ص88.
[3] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص215.
[4] عبد الناصر العبادي، عبد الحليم كراجة، محمد الباشا، مرجع سابق، ص135.

ولقد شهد العالم الكثير من الحالات تعرضت فيها بعض الدول إلى اتجاهات تضخمية جامحة، خاصة في الفترات أعقاب الحروب، كما حدث في ألمانيا عامي 1921 و1923م، وفي اليونان حيث ارتفعت الأسعار إلى نسبة 25 ألف مرة سنة 1948م عما كانت عليه سنة 1939م، وفي اليابان ارتفعت الأسعار إلى 11000 مرة وفي فرنسا إلى 1000 مرة، وفي إيطاليا إلى 6000 مرة، وفي الصين حيث بلغ الرقم القياسي للأسعار سنة 1947م نسبة 2.5 مليون مرة عنه سنة 1937م. وكلها حالات اقترنت بالحروب، الهزائم، الثورات، عدم الاستقرار السياسي والاقتصادي والاجتماعي[1].

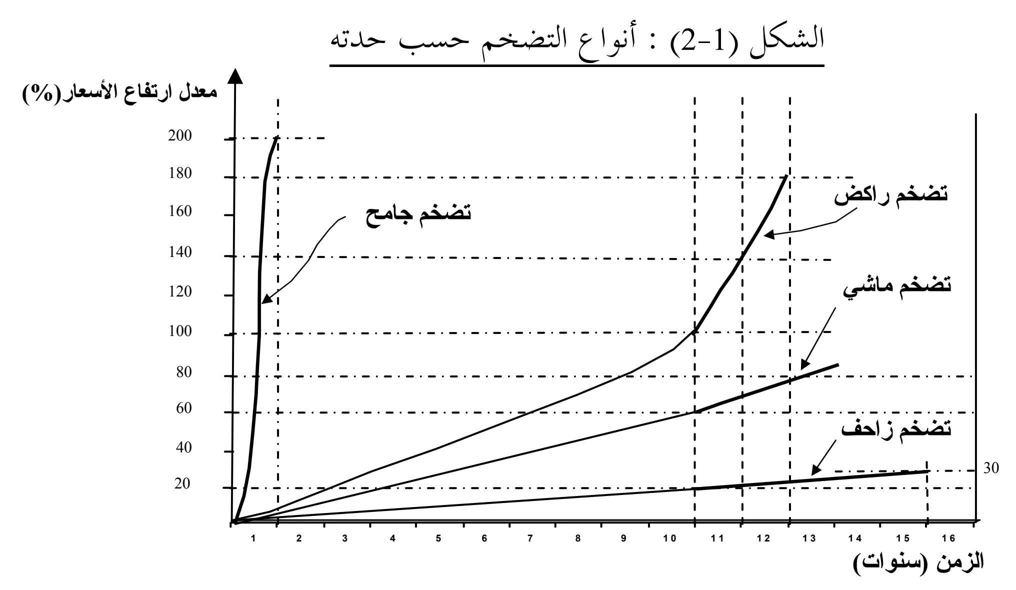
بالإضافة إلى التضخم الجامح والزاحف فإن هناك أنواع أخرى متوسطة الحدة والقوة، وتكون آثارها أقل خطورة على الاقتصاد مما هي عليه حالة الجموح، بحيث لا يصل الأمر إلى درجة فقدان الثقة تماما بالنقد المتداول، ومن بين هذا الأنواع[2] :

2-3 التضخم الماشي : عندما يكون الارتفاع المستمر للأسعار في حدود 5 إلى 10 % سنويا، ويجب الحد من هذا النوع لأنه يُوجِد شيء من الخطورة، بحيث تدخل حركة تزايد الأسعار في حلقة مفرغة قد تصل إلى معدلات كبيرة.

2-4 التضخم الراكض : في هذا الصنف تكون نسبة ارتفاع الأسعار أكبر بكثير من سابقه، مثل حالات التضخم التي واجهتها الهند في السنوات 1993، 1979، 1974م حيث ارتفعت الأسعار بنسب 26%،25%،19% على الترتيب.

والشكل الموالي يميز بين الأنواع المختلفة للتضخم حسب حدته :

الشكل (1-2) : أنواع التضخم حسب حدته



المصدر : ضياء مجيد الموسوي، مرحع سابق، ص216.

3- حسب طبيعة القطاعات الاقتصادية :

تتنوع الاتجاهات التضخمية بتنوع القطاعات الاقتصادية الموجودة، فالتضخم الذي يتفشى في سوق السلع يختلف عنه في سوق عوامل الإنتاج[3]:

---

[1] غازي حسين عناية، **التضخم المالي**، مرجع سابق، ص62.
[2] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص216.
[3] غازي حسين عناية، **التضخم المالي**، مرجع سابق، ص 60.

3-1 التضخم في أسواق السلع :

يصنف كينــــز التضخم في أسواق السلع إلى صنفين :

3-1-1 التضخم السلعي : هو التضخم الذي يحصل في قطاع صناعات الاستهلاك حيث يُعبِّر عن زيادة نفقه إنتـــاج سلع الاستثمار على الادخار.

3-1-2 التضخم الرأسمالي : وهو التضخم الذي يحصل في قطاع صناعات الاستثمار، حيث يُعبّر عن زيادة قيمة سلع الاستثمار على نفقة إنتاجها، وكنتيجة لتفشي هذه الاتجاهات التضخمية فإن أرباحا كبيرة، تتحقق في كـــلا قطـــاعي الاستهلاك والاستثمار.

3-2 التضخم في أسواق عوامل الإنتاج :

أما في أسواق عوامل الإنتاج، فَيُفرِّق كِينـــز أيضا بين نوعين من التضخم :

3-2-1 التضخم الربحي : يحدث هذا النوع من التضخم عندما تُحدَّد الأسعار الإدارية من طرف المؤسسات خـــارج قوانين العرض والطلب في الأسواق، حيث أن ارتفاع الهوامش الربحية يمكن أن يحدث خارج كل ارتفاع في الطلب أو الأجور، في حين نلاحظ أن ضغط الأرباح سيكون أقل من ضغط الأجور لأن الأرباح ليست جزءا قليلا مـــن ســـعر التكلفة.

3-2-2 التضخم الدخلي : يحصل نتيجة ارتفاع وتزايد نفقات الإنتاج، ومنها أجور العمال.

وقد ورد هذا التقسيم في تحليل كيتر للتغيرات الحاصلة في مستويات الأسعار، بحيث عندما تتعـــادل نفقـــة ســـلع الاستثمار مع الادخار فإن حالة من التوازن قد تحصل، وهي تتصف باستقرار في الأسعار، وفي هذه الحالة قد ينشأ النوع الأول من التضخم، وعندما تتعادل نفقة إنتاج سلع الاستثمار مع قيمة هذه السلع فإن النوع الثاني قد يحدث.

4- حسب المصادر والأسباب والظروف المساعدة :

تتحدد بعض أنواع التضخم حسب المصادر والأسباب المذكورة سابقا التي تؤدي إلى استفحاله، وحسب الظـــواهر والظروف الجغرافية والطبيعية المساعدة على ذلك، ونجد من خلال هذا الجانب الأنواع التالية :

4-1 التضخم الطبيعي الاستثنائي[1]:

وهو تضخم غير اعتيادي ينشأ نتيجة لظروف طبيعية كالزلازل، والبراكين، أو انتشار الأوبئة والأمراض، أو بسبب الفيضانات والأعاصير .. الخ، فهذه الظروف وغيرها قد تكون حافزا لظهور الاتجاهات التضخمية واستفحالها، كمـــا حدث نهاية سنة 2004 إثر الزلزال والمد البحري لتسونامي الذي أصاب دول جنوب شرق أسيا، حيث ارتفعت الأسعار إلى مستويات خيالية تصل إلى ألاف الأضعاف.

4-2 تضخم الطلب :

هو ارتفاع المستوى العام للأسعار نتيجة زيادة الطلب الكلي للسلع والخدمات على العرض الكلي، ويحـــدث هـــذا النوع في حالة عجز الميزانية العامة للدولة، حيث تزيد إنفاقات الحكومة على إيراداتها فتضطر إلى زيادة الكتلة النقدية.

---

[1] نفس المرجع، ص 63.

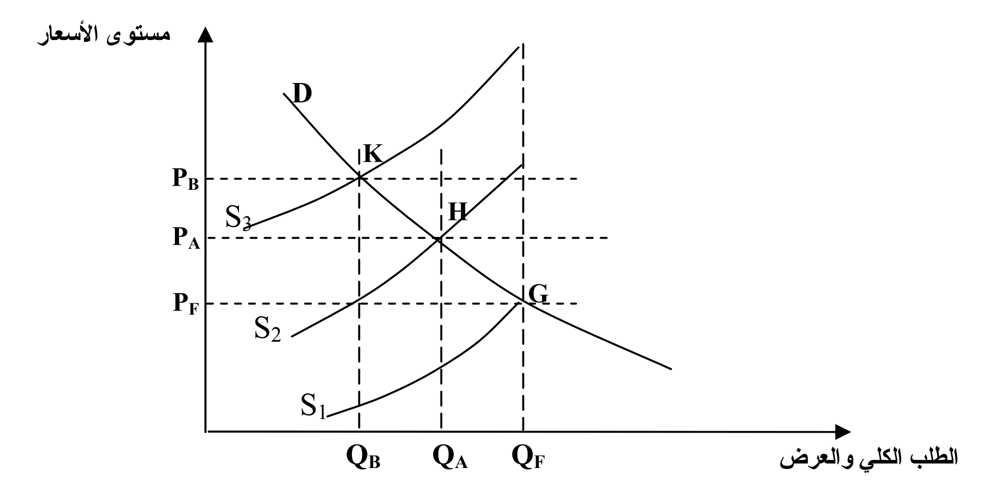
3-4 تضخم التكاليف :

وينشأ هذا النوع من التضخم، عندما يكون السبب في ارتفاع الأسعار هو زيادة أسعار خدمات عوامل الإنتاج بنسبة أكبر من الإنتاج الحدي لها[1]. إذ تؤدي الزيادة السريعة في مستويات الأجور بفضل النقابات العمالية القوية إلى ارتفاعات مستويات الأسعار عندما لا يقابل هذه الزيادة إنتاجية في العمل، في بعض القطاعات الرئيسية داخل الاقتصاد الوطني، ويَفترض هذا التحليل سيادة المنافسة غير التامة في كل من سوق العمل وسوق السلع أي توفر النقابات العُمَّالية القوية في سوق العمل، مع توفر اتحادات أرباب أعمال قوية في سوق السلع.

ويؤدي ارتفاع مستويات الأسعار إلى انخفاض القوة الشرائية للأجور الاسمية، مما يدفع النقابات العمالية إلى التدخل عن طريق المساومة ورفع الأجور الاسمية لأعضائها لتصل بها إلى مستواها الحقيقي السابق، ومن ثم سيعمل أرباب الأعمال إلى نقل عِبء الزيادة في الأجور إلى المستهلك عن طريق رفع أسعار منتجاتهم، وهكذا سيستمر لولب الأجور والأسعار بالارتفاع متسببا في حصول تضخم التكاليف.

ويمكن اعتماد تحليل دالة الطلب الكلي ودالة العرض الكلي لتوضيح تضخم التكاليف كما في الشكل التالي:

الشكل رقم (1-3) : علاقة مستوى الأسعار بالطلب والعرض الكليين.



المصدر : ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص221.

في الشكل أعلاه يُشير Q_F إلى الإنتاج عند مستوى الاستخدام التام، الذي يتحدد عند تقاطع منحنى الطلب الكلي D مع منحنى العرض الكلي S_1 عند مستوى أسعار P_F، وعند انتقال دالة العرض الكلي إلى S_2 تتحول نقطة التوازن نحو الأسفل، حيث ينخفض مستوى الإنتاج إلى Q_A ويرتفع مستوى السعر إلى P_A، وبتكرار العملية وانتقال دالة العرض الكلي إلى S_3 سينخفض الناتج الكلي إلى Q_B ويرتفع مستوى السعر إلى P_B، ويعود هذا الانتقال إلى عاملين :

أ- الزيادة في الأجور الإسمية التي حصل عليها العمال بسبب قوة النقابات العمالية، دون أن يصاحب هذه الزيادة زيادة في إنتاجية العمل.

ب- زيادة أسعار السلع التي تَحَمَّلها المستهلكون بسبب قوة اتحادات أرباب الأعمال.

[1] جمال خريس، أيمن أبو خضير، عماد خصاونة، مرجع سابق ، ص 129.

ويطلق مفهوم تضخم الأجور على العامل الأول الذي تسبب في انتقال دالة العرض الكلي وما نجم عنه من ارتفاع في مستويات الأجور، تمييزا له عن تضخم أرباح الذي تسبب عن العامل الثاني، أي قوة اتحادات أرباب الأعمال في نقل عبء الزيادة في الأجور إلى المستهلك. وعلى ذلك يعتبر تضخم التكاليف عبارة عن مزيج من تضخم الأجور وتضخم الأرباح.

كما يمكن أن يحصل تضخم التكاليف مع ارتفاع إنتاجية العمل ولكن عند مستوى توظيف أقل، إذ يؤدي ارتفاع الأسعار، مع ثبات عرض النقود، إلى تقليل كمية النقود لغرض المعاملات، وتنخفض القدرة الشرائية للمستهلكين ويصبح عدد السلع والخدمات التي يمكن الحصول عليها بنفس كمية النقود أقل من السابق، ويتحدد مستوى الإنتاج أقل من السابق، ومن ثم انخفاض المستوى المطلوب من العمال لإنتاج الكمية الجديدة، والذي بدوره سيؤدي إلى ارتفاع الناتج الحدي للعمل، استنادا إلى قانون تناقص الإنتاجية، أي كلما زاد عدد الوحدات المستخدمة من العمل كلما انخفضت إنتاجيتها، وكلما قل العدد زادت إنتاجيتها، وسيؤدي انخفاض عدد العمال المستخدمين إلى استعداد أرباب العمال إلى رفع الأجور الإسمية.

وفي الحقيقة فإن ليس من السهل دوما تصحيح ومعالجة التضخم الناشئ عن التكاليف. وعادة ما يصعب فصله عن التضخم بالطلب، فبارتفاع الأجور أو الأرباح يرتفع عائد الأعوان الاقتصاديين، وبالتالي يزداد الطلب على السلع الاستهلاكية والاستثمارية. وعلى العكس فارتفاع الطلب لا يمكن أن يؤثر على تكاليف الإنتاج[1].

4-4 التضخم المستورد[2] : ويظهر هذا النوع من التضخم في البلدان الصغيرة والنامية، والتي تستورد معظم السلع والخدمات من الخارج، فنتيجة لارتفاع الأسعار في الدول المُصنعة ترتفع هذه الأسعار في الدول المستوردة. ويمكن حساب نسبة التضخم المستورد كما يلي : التضخم المستورد = (قيمة الواردات \ قيمة الناتج الوطني الإجمالي)× التضخم العالمي.

مثال : إذا افترضنا أن قيمة الواردات لدولة ما في سنة 2005م تساوي 5 بليون دولار، وأن الناتج الوطني الإجمالي يساوي 25 بليون دولار وأن التضخم العالمي يساوي 12%، فإن التضخم المستورد في هذه الدولة لعام 2005م يكون : (5\25)×12=2.4%، أي أن التضخم العالمي 12% يؤدي إلى زيادة المستوى العام للأسعار للدولة تعادل 2.4% بالإضافة إلى الزيادة الناجمة عن أسباب محلية في الدولة.

5-4 التضخم الذاتي[3] : وهو تضخم تلقائي خاص بالمجتمعات الرأسمالية، لا يرجع لعوامل فائض الطلب، إنما إلى ارتفاع معدلات الأجور بالنسبة إلى معدلات الكفاءة الإنتاجية. كما حصل هذا في الولايات المتحدة ما بين 1957م -1960م، حيث شهدت هذه الفترة ارتفاعات متوالية لمعدلات الأسعار والأجور دون أن يكون هناك فائض الطلب في الأسواق.

6-4 التضخم الدوري (الحركي) : وهو سمة من سمات النظام الرأسمالي، بحيث يُعَبِّر عن حركات الظواهر الرأسمالية المتجددة، كالأزمات الاقتصادية، التي تحدث عادة بين فترة وأخرى.

---

[1] Bernard Bernier Yves, **Initiation à la macroéconomie** (7ème édition ; paris : DUNOD, 1998), p136.

[2] اسماعيل عبد الرحمان، حربي محمد موسى عريقات، مرجع سابق، ص152.

[3] بوشاشي بوعلام، **الأمين في الاقتصاد** (الجزائر : دار المحمدية العامة، لا.ت)، ص237.

المطلب الثاني : الآثار الاقتصادية والاجتماعية للتضخم

يرجع القلق الشديد من تواجد التضخم إلى الآثار الاقتصادية والاجتماعية التي تنجم عنه، الشيء الذي يجعله يتجاوز خاصيته النقدية، من حيث أنه يترتب عنه نتائج متغايرة تنعكس على مختلف أشخاص النظرية الاقتصادية، وتنعكس أيضا على البناء الاقتصادي والاجتماعي ومتغيراته الكلية، وهذا ما يجعل من التضخم إحدى المشاكل الاقتصادية الرئيسية التي تتميز بتأثيراتها الكلية في المجتمع.

ويجب أن نلاحظ أنه يمكن أن يكون للتضخم تأثيرات سلبية على بعض فئات المجتمع، وتأثيرات إيجابية على فئات أخرى في آن واحد، وبالتالي فإن التكلفة الاجتماعية الصافية للظاهرة تعتمد على مقدار الضرر والانتفاع الناتجين عنها[1]. ويمكن التعرض لأهم الآثار المختلفة للتضخم فيما يلي :

1- أثر التضخم على توزيع الدخل الوطني الحقيقي :

إن من بين الوظائف التي تقوم بها الأسعار كونها وسيلة لتنظيم التداول والمبادلات، لتخصيص الموارد ولإعادة توزيع الدخل الوطني[2]، ويتألف هذا الأخير من مجموع عوائد عناصر الإنتاج، التي يحصل عليها المشاركون في العملية الإنتاجية، وذلك خلال فترة معينة من الزمن (سنة واحدة)، أما الدخل الوطني الحقيقي فيتألف من مجموع السلع والخدمات التي يمكن فعلا الحصول عليها بهذه الدخول النقدية.

وخلال فترة التضخم يتوالى ارتفاع الدخل النقدي بشكل مستمر وبمعدلات تفوق ارتفاع الدخل الحقيقي، وكلما قارب مستوى توظيف عناصر الإنتاج المستوى الكامل، كلما تضاءل معدل نمو الدخل الحقيقي، وعند مستوى التوظيف الكامل يصل هذا الأخير إلى أقصى مستوى ممكن له ولا يمكن زيادته إلا في الأجل الطويل.

لذلك فإن في أوقات التضخم يتركز الاهتمام حول الدخل الحقيقي، لأن ارتفاع الأسعار باستمرار يؤدي إلى تدهور القوة الشرائية للنقود، ومن ثم يتحول الاهتمام من كمية النقود التي يحصل عليها الفرد كدخل له، إلى محاولة التعرف على الكمية التي يستطيع الفرد أن يحصل عليها من السلع والخدمات مقابل ذلك.

ويمكن تمييز الحالات التالية أثناء عملية التضخم[3]:

أ. بقاء الدخل النقدي ثابتا مع استمرار ارتفاع الأسعار، في هذه الحالة يتناقص الدخل الحقيقي باستمرار.

ب. ارتفاع الدخل النقدي ولكن بمعدل أقل من ارتفاع الأسعار، هنا يتعرض الدخل الحقيقي للتناقص لكن بمعدل أقل بالمقارنة مع الحالة الأولى.

ج. ارتفاع الدخل النقدي بمعدل مساوٍ لمعدل ارتفاع الأسعار، في هذه الحالة يبقى الدخل الحقيقي ثابتا.

د. ارتفاع الدخل النقدي بمعدل أكبر من معدل ارتفاع الأسعار هنا يزداد الدخل الحقيقي.

ويمكن تقسيم آثار التضخم حسب أصحاب المداخيل بالشكل التالي :

---

[1] عبد المنعم السيد علي، نزار سعد الدين العيسي، مرجع سابق، ص459.

[2] أيت طالب حميد، " محاولة بناء نموذج اقتصادي للتضخم في الجزائر"، مذكرة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية، 1997، ص32.

[3] مروان عطوان ، مرجع سابق ، ص189.

1-1 الأثر على أصحاب المداخيل الثابتة :

وتشمل هذه الفئة الأفراد الذين يتحصلون على مداخليهم من ملكية الأراضي والعقارات السكنية، والفوائد على الاستثمارات (فوائد السندات وغيرها ..) والمعاشات التقاعدية، والإعانات الاجتماعية وغيرها، ونظرا للثبات النسبي الذي تتمتع به هذه المداخيل، فإن ارتفاع الأسعار يؤدي إلى تناقص المداخيل الحقيقية لهذه الفئة.

1-2 الأثر على أصحاب المرتبات :

وتشتمل هذه الفئة على موظفي المؤسسات والهيئات المختلفة التي تتمتع مداخليهم بثبات أقل بالمقارنة مع الفئة الأولى، بحيث يؤدي ارتفاع الأسعار إلى تناقص مداخليهم الحقيقية، ولكن عادة ما تحصل زيادات في المرتبات قد تؤدي إلى تخفيف ذلك، وبالمقابل فإن المداخيل الحقيقية لأصحاب المرتبات ترتفع في حال انخفاض مستوى الأسعار، وبما أن الانخفاض السريع والحاد للأسعار في النظام الرأسمالي يكون مصحوبا عادة بتدهور في النشاط الاقتصادي والإنتاجي خاصة، فقد يتعرض البعض من أصحاب الفئة إلى انقطاع مداخيلهم نتيجة لتسريحهم من عملهم.

1-3 الأثر على الأُجراء :

تشكّل الفئات العمالية معظم أصحاب هذه المداخيل، وتتميز الأُجور بقابلية أكبر للتغير بنفس اتجاه تغير الأسعار، فارتفاع الأسعار المستمر يصاحبه عادة ارتفاع في المداخيل النقدية لهذه الفئات، ويتوقف هذا على عوامل كثيرة، قد يكون من بينها قوة ومقدرة الاتحادات العمالية في التأثير على الحكومة.

والملاحظ في الدول الرأسمالية الصناعية أن الأجور لا ترتفع بنفس السرعة التي ترتفع بها الأسعار، حيث قد تنقضي فترة من الزمن بين ذانك، بالإضافة إلى ذلك فإن معدل ارتفاع الأجور النقدية عادة يكون أقل من معدل ارتفاع الأسعار، وبالمقارنة مع أصحاب المداخيل في الفئتين السابقتين فإن الأُجراء أقل ضررا لانخفاض القوة الشرائية لمداخليهم.

1-4 الأثر على أصحاب المشاريع :

يختلف الوضع تماما بالنسبة لهذه الفئة، لأن أصحاب المشاريع غالبا ما يحققون زيادات كبيرة في مداخيلهم الحقيقية خلال فترة التضخم، لأن هذه المداخيل تتزايد عادة بمعدل يفوق معدل الارتفاع في الأسعار.

فارتفاع الأسعار يؤدي إلى زيادة الإيرادات النقدية الإجمالية، وبما أن النفقات النقدية لا ترتفع مباشرة بعد ارتفاع الأسعار (بشكل عام لا ترتفع النفقات بنفس معدل ارتفاع الأسعار بل بمعدل أقل)، وإنما بعد انقضاء فترة من الزمن، لذلك فإن الأرباح التي يحصل عليها أصحاب المشاريع سوف تزداد بنسبة أكبر، وبشكل أسرع من زيادة النفقات.

وهكذا فإن التضخم يتسبب في إعادة توزيع الدخل الحقيقي نظرا لاختلاف معدلات الزيادة في المداخيل النقدية للفئات المختلفة داخل المجتمع، فبعض الفئات تزداد مداخيلهم على حساب فئات أخرى، وبالتالي فإن هذه الظاهرة تتضمن الكثير من الحرمان والمعاناة لفئة كبيرة متمثلة في الموظفين والمتقاعدين وغيرهم من ذوي المداخيل الثابتة الذين يمثلون السواد الأعظم من المجتمع، بحيث تتخلف مداخيلهم النقدية عن اللحاق بتصاعد الأسعار على حين يستفيد أصحاب المداخيل المتغيرة من تجار ومنتجين[1].

---

[1] اسماعيل عبد الرحمان، حربي محمد موسى عريقات، مرجع سابق، ص155.

إضافة لذلك فإن ارتفاع الأسعار لا يحصل في جميع السلع والخدمات بوقت واحد وبنسبة واحدة، ففي هولندا مثلا وخلال الفترة (1969–1980م) ارتفعت تكاليف السكن بنسبة (287%)، بينما كان متوسط ارتفاع تكاليف المعيشة (218.7%)، وفي انجلترا خلال الفترة (1970-1980م) ارتفعت أسعار السكن بنسبة (480%)، بينما كان ارتفاع أسعار مبيعات التجزئة يساوي (360%) ومتوسط الارتفاع في المداخيل (435%)[1]؛ وفي هذا الصدد فإن ارتفاع أسعار بعض السلع بنسبة أكبر من ارتفاع أسعار السلع الأخرى، سيؤدي إلى تحقيق المشاريع التي تنتج السلع الأولى لأرباح إضافية.

2- أثر التضخم على العملة :

يترتب على التضخم إِضعاف ثقة الأفراد في العملة، وإضعاف الحافز على الإدِّخار،حيث تبدأ النقود في فقدان وظيفتها كمستودّع للقيمة إذا اتجهت قيمتها إلى التدهور المستمر، وهنا يزيد التفضيل السلعي للأفراد على التفضيل النقدي، فيزيد مَيلُهم إلى إنفاق النقود على الاستهلاك الحاضر، وينخفض ميلهم للادخار وما يتبقى لديهم من أرصدة نقدية يتجهون إلى تحويلها إلى ذهب وعملات أجنبية مستقرة، وإلى شراء سلع معمرة (كالالكترونية) وعقارات.

3- أثر التضخم على الأشخاص الاقتصاديين :

إن التضخم لا يعني تخفيض القوة الشرائية بقدر ما يعني تخفيض القدرة الشرائية لحائزي النقود، وهذا الانخفاض في القدرات الاقتصادية للأفراد يتحقق بصورة متفاوتة، حتى أن البعض اعتبر الظاهرة جريمة اجتماعية، فتأثيره في توزيع المداخيل ليس محايدا، حيث يعيد التوازن لصالح الأشخاص الاقتصاديين الأكثر قوة على حساب غيرهم من الضعفاء[2].

إن المُقرضين هم أول من يعانون من آثار التغير في قيمة النقود بالانخفاض (وظيفة النقود كمخزن للقيمة)، فهم مُلزَمون بقبول قيمة قروضهم ممثلة لقوة شرائية أقل مما أُعطِيت، ومعنى ذلك أنهم استردوا قوة شرائية تُمثل كمية معينة من السلع والخدمات تَقِّل عن ما هي وقت منحهم القروض. وبالعكس المُقترضون هم المستفيدون من انخفاض قيمة النقود، لأنهم يسددون القرض بقيمته الاسمية، والتي تقل عن قيمته الحقيقية وقت الاقتراض.

ومع أن هذه الملاحظة صحيحة بشكل عام فإنها لا تعني أن التضخم يساعد كل المدينين أو يضر كل الدائنين، والواقع أنه في ظل ظروف معينة قد تضر الظاهرة ببعض الدائنين وتساعد دائينيهم، فالأمر مرتبط أيضا بنسبة التضخم المتوقعة[3].

ويُقال أيضا أن الفلاحين يستفيدون من التضخم، وهذا في حالة ارتفاع الأسعار الخاصة بالمواد الزراعية والسلع الغذائية، مع ثبات نفقاتهم أسعار الفائدة التي يدفعونها، والحقيقة أن هذا التفسير فيه نوع من التجاوز للطبيعة المركبة للعلاقات الاقتصادية الداخلية بين القطاعات الإنتاجية، فلا شك أن الفلاح يستفيد من ارتفاع أسعار منتجاته، ولكنه في نفس الوقت يقاسي من ارتفاع أسعار السلع الصناعية والخدمات التي يحتاج إليها، وأكثر من ذلك فغالبا ما يكون معدل الارتفاع في القطاع الصناعي يتجاوز ما هو في القطاع الزراعي، وبذلك يتحمل الفلاح الفروق بين المعدلين.

---

[1] مروان عطوان، مرجع سابق، ص191.
[2] بوشاشي بوعلام، مرجع سابق، ص237.
[3] علوان زياد، **النقود والمصارف** (حلب : مديرية الكتب والمطبوعات الجامعية، 1982)، ص212.

4- أثر التضخم على توزيع الثروة :

خلال فترة التضخم يعاد توزيع الثروات في المجتمع بشكل قد يكون عشوائيا، والتغيرات في الملكية تـرتبط ارتباطـا وثيقا بالتغيرات في المداخيل الحقيقية، فالأفراد الذين انخفضت مداخيلهم الحقيقية نتيجة الارتفاع المستمر في الأسعار قد يقومون بالتصرف في ثرواتهم الحقيقية بالبيع، وذلك للمحافظة على مستوى معين من الاستهلاك كانوا قد اعتادوا عليه من قبل، ومثال ذلك أصحاب الأراضي والعقارات السكنية، ومما يُشجعهم أكثر على البيع هو ارتفاع القيمة النقديـة لهذه الأصول بمعدلات تفوق معدل الارتفاع العام في الأسعار، وبذلك تنتقل ملكية هذه الأصول الحقيقية مـن فئـات تناقصت دخولها الحقيقية إلى فئات أخرى تزايدت مداخيلها الحقيقية[1]. من هذا يمكن القول أن التضخم يُعَمِّق التفاوت في توزيع المداخيل والثروات، ويخلق موجة من التوتر والتَذَّمر الاجتماعي والسياسي الضروري لـدفع عجلـة التنميـة الاقتصادية والاجتماعية[2].

5- أثر التضخم على هيكل الإنتاج :

يؤدي التضخم إلى توجيه رؤوس الأموال إلى فروع النشاط الاقتصادي التي لا تُفيد التنمية في مراحلها الأولى[3]، لأن الارتفاع في مستويات الأسعار، الأجور والأرباح في القطاعات الإنتاجية المُخَصَّصَة للاستهلاك أو التي تتمتع بطبيعـة مضاربة، سوف يجذب إليها رؤوس الأموال على حساب الأنشطة الإنتاجية والاستثمارية، والتي هي أساسية لتحقيـق النمو الاقتصادي، ويمكن أن نتصور عندئذ أن الصناعات الأساسية والثقيلة سوف تتجمد، إذ أنها تتحمل عِبء ارتفاع الأجور داخل القطاع لمواجهة ارتفاع النفقات المعيشية التي يعاني عمالها منها، وفي الوقت نفسه فهـي لا تجـد رؤوس الأموال الكافية لتوسيع طاقتها الإنتاجية، كما أنها تحتاج لفترة طويلة نسبيا حتى تظهر نتائج أعمالها، وكل هذا يتنافى مع المظاهر التضخمية التي تسود في السوق، وبالنتيجة يعاني الاقتصاد حينها من معدلات نمو بطيئة.

إضافة إلى ما سبق، إن توجيه رؤوس الأموال تتحكم فيه عوامل أخرى من بينها مستوى تشغيل عناصـر الإنتـاج، وكذلك مدى حدة التضخم واتجاهات تغيره، حيث كلما اقترب الاقتصاد من مستوى التوظيف الكامل، كلما اقتربت مرونة الإنتاج من الصفر، مما يزيد في درجة ارتفاع الأسعار، وقيام رجال الأعمال بتخزين السلع بُغية بيعها بعد فتـرة لتحقيق أرباح أكثر، وهذا بدوره يزيد من الارتفاع في الأسعار،كما تتجه رؤوس الأمـوال إلى المضـاربة بالأراضـي والعقارات،كل هذا على حساب توظيف الأموال في استثمارات طويلة الأجل تعود بالنفع على الاقتصاد.

وبالتالي قد يتوقف إنتاج السلع الاستهلاكية بعد تعمّد الحكومة إلى تجميد أسعارها، ويتوسع إنتاج السلع الكماليـة والترفيهية الموجهة إلى فئات معينة، وهكذا كلما اقترب الاقتصاد من مستوى التوظيف الكامل كلما زادت حدة هـذه التغيرات وانعكست آثارها على مختلف الأنشطة الإنتاجية، وقد ينتشر لذلك نوع من التشاؤم حول مستقبل النشـاط الاقتصادي، يمكن أن يؤدي إلى تخفيض رجال الأعمال لاستثماراتهم ، وزيادة عرض السلع نتيجـة طـرح الكميـات المخزنة منها، وهذا يؤدي إلى الوقوع بأزمة انكماش تبدأ من قطاعات معينة وتنتشر لتشمل الاقتصاد بِمُجمله[4].

---

[1] مروان عطوان، مرجع سابق، ص191.
[2] اسماعيل عبد الرحمان، حربي محمد موسى عريقات، مرجع سابق، ص155.
[3] محمد عزت غزلان، **اقتصاديات النقود والمصارف** (بيروت : دار النهضة العربية، 2002)، ص321.
[4] مروان عطوان، مرجع سابق، ص194.

6- أثر التضخم على ميزان المدفوعات :

يترتب على التضخم اختلال (عجز) ميزان المدفوعات، وذلك لزيادة الطلب على الاستيراد وانخفاض حجم الصادرات، فالزيادة التضخمية في الإنفاق الحكومي وبالتالي المداخيل النقدية يترتب عليها زيادة في الطلب ليس فقط على السلع المنتجة محليا، وإنما على السلع المستوردة أيضا، وهذا ما يؤدي إلى امتصاص جزء من موارد الدولة من النقد الأجنبي. أما إذا كان الاستيراد مقيدًا فيقل ما يمكن تسربه من فائض القوة الشرائية إلى الخارج، فيرتد ذلك على السوق المحلية بزيادة الطلب على السلع المحلية، لاسيما تلك البديلة للواردات، فيشتد ارتفاع الأسعار[1].

وعلى هذا يمكن استنتاج التأثير السلبي للتضخم على ميزان المدفوعات، من خلال القوة الشرائية المتزايدة التي لا تواجهها زيادة كافية في الإنتاج الداخلي، ومن ثم يزيد الميل الحدي للاستيراد وتقل مقدرة الاقتصاد الوطني على التصدير، وتهتز قيمة العملة قياسا بالعملات الأجنبية، وتختل بالتالي معدلات المبادلات بين السلع الوطنية والأجنبية، فترتفع أسعار السلع الوطنية بالنسبة للسلع الأجنبية، ويقل بذلك الميل الحدي للتصدير. وبذلك قد يحدث اختناق في مراكز الإنتاج الداخلية عندما لا تتوفر الموارد النقدية التي تستطيع بواسطتها القطاعات الإنتاجية الحصول على مستلزماتها الإنتاجية[2].

7- أثر التضخم على التجارة الخارجية :

إن الآثار السابقة للتضخم وما يحدثه من عجز في ميزان المدفوعات، يمكن أن يُحدث اختناق في مراكز الإنتاج الداخلية عندما لا تتوفر الموارد النقدية الخارجية (العملة الصعبة)، وهذا ما سوف ينعكس على التجارة الخارجية والنُظُم النقدية الداخلية لكافة البلدان المتكاملة في الاقتصاد العالمي، من خلال تحركات رؤوس الأموال أو من خلال المشاريع الدولية، بحيث يمكن أن تنتقل المظاهر التضخمية من دولة إلى أخرى عن طريق المبادلات الدولية، عندما ترتفع تكاليف الإنتاج الداخلي بارتفاع أسعار المواد الأولية المستوردة، وبالتالي ارتفاع أسعار المنتجات المحلية.

8- أثر التضخم على أسعار الفائدة :

تُتّخذ بعض الإجراءات لأجل تشجيع أصحاب الديون (المقرضون) المتضررون من التضخم على تقديم أموالهم إلى المؤسسات المالية، من بينها آلية تحديد سعر الفائدة باعتبار معدل التضخم المتوقع، وذلك من خلال إضافة ما يُعرف بعلاوة التضخم إلى سعر الفائدة بهدف تعويض الخسارة، ومن هنا يجب التمييز بين سعر الفائدة الاسمي وسعر الفائدة الحقيقي، ويمكن أن يُحسب هذا الأخير حسب معادلة فيشر كما يلي:

$$r = I - F$$

r : معدل الفائدة الحقيقي

I : معدل الفائدة الكلي

F : معدل التضخم

[1] محمد عزت غزلان، مرجع سابق، ص321.

[2] مجدي محمود شهاب، **الاقتصاد النقدي** (الإسكندرية : الدار الجامعية، 1990)، ص93.

9- أثر التضخم على الادخار والاستثمار والاستهلاك :

إن انخفاض المداخيل الحقيقية خلال فترة التضخم سيؤدي إلى انخفاض الادخار، لأن معظم الدخل النقدي سيُوجه إلى الاستهلاك من السلع التي تتزايد أسعارها، لذلك يزداد الميل الحدي للاستهلاك على حساب الميل الحدي للادخار، وهذا بدوره سيؤدي إلى انخفاض الاستثمار ونمو الناتج الوطني، وعدم كفاية المدخرات لتمويل الاستثمارات اللازمة لمواجهة الطلب المتنامي على السلع والخدمات الاستهلاكية، خاصة عندما تكون أسعار الفائدة سلبية، (بمعنى انخفاض سعر الفائدة على ودائع الادخار وارتفاع تكلفة الاستثمار نفسه)[1]. إضافة إلى ذلك فإن التضخم يُؤثر سلبيا على قدرة الدولة على جلب الاستثمارات الأجنبية، حيث ترتفع أسعار العقارات، المواد الأولية وأجور العمال مما يترتب عليها ارتفاع في تكاليف المشاريع الجديدة، ومن ثم يقل معدل ربح هذه المشاريع مما يقلل من قدوم المستثمرون الأجانب إلى الدولة المَعنية بالتضخم.

وهنا لا بد الإشارة إلى أن حتى في ظل ظروف التضخم من الممكن تدفق الاستثمارات الأجنبية إلى البلد المعني، ولكن تأخذ تلك الاستثمارات اتجاه المجالات التي تكون فيها أقل تكلفة، والابتعاد عن الاستثمارات الإنتاجية، مما يؤثر سلبا على مسار التنمية في هذا البلد.

وعلى الرغم من السلبيات التي يفرضها التضخم على المجتمع، وإجماع الاقتصاديين على خطورته كحالة مرضية في الاقتصاد الوطني، إلا أن هناك آثارا إيجابية يعكسها على فروع النشاط الاقتصادي، وبعض الفئات الجزئية من أفراد المجتمع، ويمكن حصر هذه الآثار الايجابية على النحو الآتي[2]:

أ. يعمل التضخم الناتج على زيادة الطلب على معالجة البطالة، خاصة في المراحل الأولى له، وبافتراض أن الاقتصاد يعاني من وجود طاقات إنتاجية معطلة، أو بمعنى آخر أنه دون مستوى التشغيل الكامل لعوامل الإنتاج.

ب. يساعد التضخم على تكوين المدخرات اللازمة للتنمية من خلال ارتفاع الميل الحدي للادخار لدى الطبقات الغنية على حساب الطبقات الفقيرة، ومما يساعد أيضا على ذلك الادخار الإجباري الناتج عن قيام الحكومة بتمويل الموازنة من خلال إصدار نقود جديدة، والتي يصاحبها ارتفاع جديد للأسعار، مما يجبر الأفراد على تخفيض مستوى الاستهلاك.

ت. يشجع التضخم على الاستثمار في مجالات الإنتاج للسلع التي ترتفع أسعارها، وذلك بهدف تحقيق الأرباح الإضافية.

ث. يستفيد من التضخم أصحاب المداخيل المتغيرة كالمنتجين والتجار، لأنهم يستطيعون تعويض ارتفاع تكاليف الإنتاج من خلال رفع قيمة سلعهم. ويساعد أيضا المدينين في تخفيف أعباء الدين عنهم، وذلك نتيجة لانخفاض القيمة الحقيقية للنقود، مما يجعلهم يسددون ديونهم بنفس القيمة الاسمية، لكن بقوة شرائية أقل مما كانت عليه أثناء الاقتراض.

[1] صالح تركي القريشي، ناظم محمد نوري الشمري، **مبادئ علم لاقتصاد** (الموصل : دار الكتب للطباعة والنشر، 1993)، ص471.
[2] جمال خريس أيمن، أبو خضير، عماد خصاونة، مرجع سابق، ص 133.

مع كل ما سبق فإن تجسد آثار التضخم في الحقيقة يعتمد إلى حد بعيد على مدى توقع حصوله مسبقا، وأيضا مدى حدته، أما فيما يخص الحكم على إعادة توزيع الدخل والثروة بالعدالة أو عدمها، فإنه يعتمد على مقاييس معيارية خاصة بكل مجتمع، فما يعتبر عدلا في مجتمع ما قد لا يعتبر كذلك في مجتمع آخر.

كما أن توقع حصول التضخم ليس بالأمر الهين، فأحيانا تحصل الظاهرة بشكل خاطف وسريع، خاصة في بعض أقطار أمريكا اللاتينية، إلا أن توقع حدوثها بأي حال من الأحوال يساعد في تلافي الكثير من تأثيراته.

المبحث الثالث : التحليل الفكري لظاهرة التضخم

إن خطورة الآثار السابقة للتضخم على الصعيدين الاجتماعي والاقتصادي جعلت مختلف المدارس الفكرية تصب اهتمامها حوله الظاهرة، وتعطي كلا منها تحليلاتها وتفسيراتها لها، وفيما يلي قراءة لأهم هذه الأفكار :

المطلب الأول : التضخم في النظرية الكمية للنقود

ظهرت النظرية الكمية للنقود نتيجة لمحاولات عديدة لتحديد العلاقة بين كمية النقود المتداولة والمستوى العام للأسعار، ويقوم مضمونها على أن التغير في كمية النقود يؤدي إلى تغير مستوى الأسعار بنفس المعدل والاتجاه، وهذا طبعا بافتراض بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

ولقد قام بوضع هذه النظرية وتطويرها كل من الاقتصادي الانجليزي جون لوك (1632–1704م)، ومواطنه دافيد هيوم (1711-1776م)، ثم ميل (1773-1836م)، والاقتصادي الفرنسي مونتسكيو(1689-1755م)[1].

ولقد لعبت النظرية الكمية النقدية دورًا رئيسيا في تفسير التقلبات في قيمة النقود، وخاصة منذ منتصف القرن 19م إلى ما بعد الحرب العالمية الثانية، إضافة إلى ذلك فقد كانت محور الدراسات الفكرية التقليدية للظواهر الاقتصادية المختلفة وتحليلها وتفسير نشوئها، لاسيما الظواهر التضخمية.

وبغض النظر على مدى صحة تفسيرات وادِّعاءات النظرية الكمية لمختلف الظواهر، إلا أن التفسير الكمي النقدي السابق للتضخم لقي توسع وانتشار في كثير من المؤلفات والمراجع الاقتصادية، وما ساعد على ذلك هو تطابق هذا التفسير مع واقع كثير من البلدان، كما حصل في ألمانيا سنة 1923م، إثر التوسع في إصدار النقود المتداولة في الأسواق، حيث ارتفعت الأسعار حتى درجة الجُموح، وهذا ما شكّل آنذاك أرضية خِصبة لمؤيدي النظرية الكمية في طرح أفكارهم، وهنا يصِّح التساؤل إلى أي مدى يمكن الاعتماد على هذه النظرية كإحدى الدعائم في تفسير الظواهر الاقتصادية وعلى رأسها التضخم؟[2].

ويمكن الإجابة على هذا التساؤل بالبحث في الفروض التي ارتكزت عليها النظرية الكمية، ومدى صحتها وثباتها.

1- فرضيات النظرية الكمية[3] :

تقوم نظرية الكمية للنقود على الاعتقاد في ثبات حجم المبادلات (ك)، سرعة تداول النقود (س)، وفي أن كمية النقود هي المتغير المستقل، والمستوى العام للأسعار (م) هو المتغير التابع.

---

[1] مروان عطوان، مرجع سابق، ص93.
[2] بوشاشي بوعلام، مرجع سابق، ص213.
[3] سهير محمود معتوق، مرجع سابق، ص24.

1-1 ثبات حجم المبادلات (الحجم الحقيقي للإنتاج) :

تفترض النظرية أن حجم المعاملات ومستوى النشاط الاقتصادي يتم تحديده بعوامل موضوعية ليس لها علاقة بكمية النقود أو بالتغيرات التي تحدث فيها، وقد يكون مَرجّع ذلك إلى الفكر السائد حينها الذي يعتبر أن الاقتصاد الوطني-في أي مجتمع- يكون باستمرار في حالة من التوازن عند مستوى التوظيف الكامل.

إن هذه الفرضية تمثل إحدى مقومات ودعائم الفكر الكلاسيكي، والذي يعتقد بأن النظام الاقتصادي يملك القدرة الذاتية على التحرك بصورة تلقائية نحو مستوى التوظيف الكامل للموارد الإنتاجية، وعلى ذلك فإن حجم المعاملات وفقا للنظرية الكمية يعد بمثابة متغير خارجي، ومن ثم يعامل على أنه ثابت.

2-1 ثبات سرعة دوران النقود :

تفترض هذه النظرية أن سرعة دوران النقود ثابتة على الأقل في المدة القصيرة، فهي تحدد بعوامل بطيئة التغير ومستقلة عن كمية النقود[1]، ومن ثم يُنظّر إليها على أساس أنها متغير خارجي.

3-1 كمية النقود هي التي تحدد قيمتها :

تعتبر كمية النقود العامل الفعال في تحديد قيمتها (قوتها الشرائية)، فمثلا زيادة كمية النقود إلى الضعف تؤدي إلى انخفاض قوتها الشرائية إلى النصف، وبمعنى هي العامل الهام والفعال في التأثير على حركات الأسعار.

4-1 المستوى العام للأسعار متغير تابع :

ويتّصف بالسلبية في مواجهة تغيرات كمية النقود، ومعنى ذلك أن الأثر الرئيسي لحدوث تغير في كمية النقود (المتغير المستقل) سوف يقع كاملا على مستوى الأسعار (المتغير التابع)، دون أن يؤثر على سرعة التداول أو حجم المبادلات، أي أن هذه النظرية تفترض أن المستوى العام للأسعار نتيجة وليس سببا في العوامل الأخرى، وتغيراته مرتبطة بنفس الدرجة ونفس الاتجاه مع تغيرات كمية النقود، وهذا ما يشكل تناسب طردي بين هذين المتغيرين.

ويستند أصحاب هذا الرأي إلى منطق معين يتمثل في أن زيادة كمية النقود إنما تعني في واقع الأمر زيادة في وسائل الدفع،- فإذا كانت كمية السلع والخدمات التي تستعمل هذه النقود في تبادلها ثابتة- وحيث أن النقود لا تطلب لذاتها وإنما لإنفاقها على شراء السلع والخدمات التي تستخدم في إشباع الحاجات، فسوف يترتب على زيادة وسائل الدفع هذه (وبالضرورة) ارتفاع في الأسعار، نظرا لوجود كمية أكبر من النقود لشراء نفس الكمية الثابتة من السلع والخدمات.

ويسمى هذا الشكل للنظرية بالجامد (الأكثر تطرفا)، والذي بموجبه يؤدي حدوث تغير في كمية النقود بنسبة س، إلى تغير في مستوى الأسعار بنفس الاتجاه والنسبة س، أي أن العلاقة بينهما تكون دائما ثابتة ومحددة[2].

ويؤمن بعض الاقتصاديين بشكل آخر للنظرية الكمية أقل تطرفا من سابقه، بحيث وفقا له إذا تغيرت كمية النقود فغالبا ما تتغير الأسعار أيضا، لكن دون جزم بالمقدار.

---

[1] منها عادات المجتمع المتعلقة بالمدفوعات، درجة كثافة السكان وتوزيعهم، انتشار المؤسسات المالية ودرجة التكامل بين المؤسسات الإنتاجية.

[2] ويلاحظ أن هذا الشكل للنظرية يقتضي إضافة فرضية ضمنية، وهي اتصاف الطلب على النقود بمرونة الوحدة.

وتشترط النظرية لحدوث التضخم زيادة كمية النقود بمعدل أكبر من معدل نمو الناتج الوطني الحقيقـــي، إلاّ أنـــه في الفترة القصيرة واستنادا إلى الفروض التي قامت عليها النظرية، فإن زيادة كمية النقود تؤدي حتما إلى ارتفاع الأســـعار (لأن الناتج الحقيقي يكون ثابتا عند مستوى التوظف الكامل).

وفي محاولة لضمان مواجهة هذه النظرية للتطورات المتجددة فقد قام أنصارها بتطويرها في بعض نواحيها، ومن بين هؤلاء الأمريكي فيشر، السويدي كاسل، هانسن، وأخيرًا من قبل أنصار مدرسة شيكاغو النقدية، ومنهم فريدمان[1].

ولقد استعان التقليديون في شرحهم لشرح النظرية الكمية وتبيان دورها في تفسير حركات الأسعار، وتحليل الظواهر التضخمية بمعادلة التبادل، والتي تتضمن العناصر التي تؤلف صلب هذه النظرية.

2- معادلة التبادل لفيشر:

يتخذ الكمِّيون من معادلة التبادل أداة لشرح نظريتهم وذلك بمحاولة إيجاد العلاقات المختلفة بين متغيراتها، وبصـــفة خاصة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار، ولقد تم إدراج هذه المعادلة سنة 1911م من قبل الاقتصادي الأمريكي آرثر فيشر (1867-1967م) الذي يُعتبر أحد أعمدة الفكر النيوكلاسيكي، نظرا لما تركه من بصمات نظرية، خاصة فيما يتعلق بالظواهر النقدية.

فيشر في نظريته للطلب على النقود لغرض المبادلات يؤكد على وظيفة النقود كوسيلة للمبادلة، ويقوم هـــذا علـــى مطابقة حسابية أساسها أن أي مبادلة تجري بين البائع والمشتري تتطلب استبدال النقود بالسلع والخـــدمات أو الأوراق المالية، ويترتب على ذلك حقيقة مُؤدّاها أن قيمة النقود يجب أن تساوي قيمة السلع والخدمات أو الأوراق المالية التي تم تبادلها، ففي أي لحظة من الزمن يجب أن تتساوى قيمة السلع ولخدمات والأوراق المالية مع عدد المعـــاملات في تلـــك اللحظة (T) مضروبا في معدل سعر المعاملات (P)، وعلى ذلك فإن قيمة (PT) ستكون مساوية إلى قيمة التدفق النقدي الذي يتمثل في كمية النقود (M) مضروبا في سرعة تداول النقود (V)، ويمكن التعبير على هذه المطابقة بالمعادلة التالية[2]:

$$\mathrm{M} \times V = P \times \mathrm{T} \qquad ......(1\text{-}1)$$

P: المستوى العام للأسعار ، M : تمثل كمية النقود وهي عامل خارجي يتحدد مقدارها بواسطة البنك المركزي

T: مجموع المبادلات (المعاملات) المحققة خلال فترة معينة، ولأنه طالما يفترض الكلاسيكيون أن الدخل يكـــون عنـــد مستوى الاستخدام التام، فإن (T) تعتبر ثابتة في الأمد القصير.

V: سرعة تداول (دوران) النقود[3]، وهي ثابتة ومستقلة عن باقي المتغيرات الأخرى.

وعلى ذلك يمكن تحويل المعادلة (1-1) إلى نظرية لتحديد مستوى السعر كما يلي :

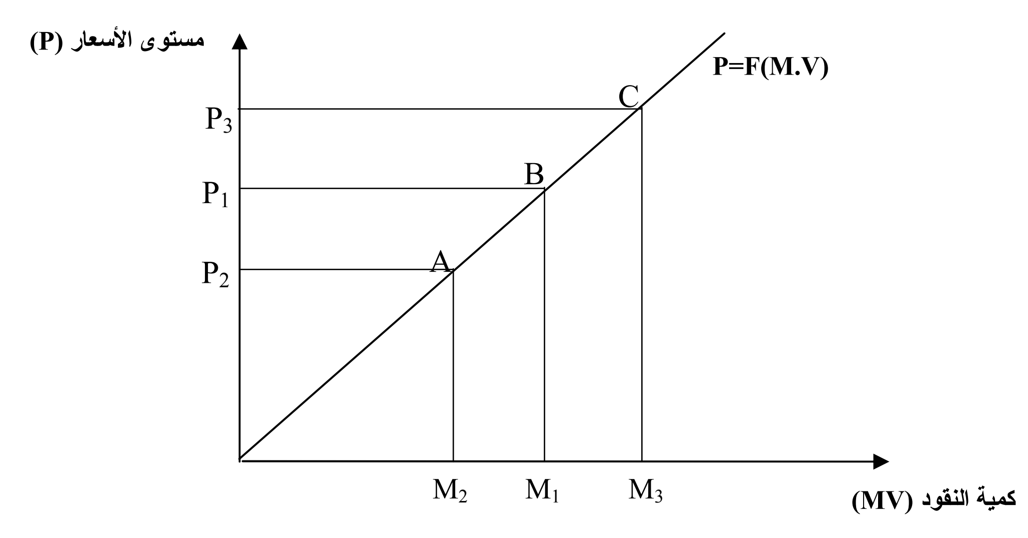
$$P = \frac{MV}{T} \qquad ....(1-2)$$

يتضح من المعادلة (2-1) أن مستوى السعر يعتمد على كمية النقود وأن التغير في السعر يكون بنفس التغير في كمية النقود، مع ثبات كل من T,V.

---

[1] مروان عطوان، مرجع سابق، ص94.
[2] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص81.
[3] يمكن تعريف سرعة دوران النقود بأنها عدد المرات التي تدورها وحدة النقد في المتوسط خلال فترة زمنية معينة.

الشكل رقم (1-4) : علاقة مستوى الأسعار بكمية النقود



المصدر : ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص81.

يشير الشكل (1- 4) إلى ارتفاع مستوى السعر من P_1 إلى P_3 عند زيادة كمية النقود من M_1 إلى M_3، وانخفاضه من P_1 إلى P_2 عند انخفاض كمية النقود منM_1 إلى M_2، أي أن زيادة كمية النقود بنسبة $\frac{M_3 - M_1}{M_1}$ تساوي ارتفاع مستوى السعر بنسة $\frac{P_3 - P_1}{P_1}$.

وتقوم معادلة التبادل على أساس الفرضيات التالية [1] :

أ)- التعادل بين عرض النقود M^S مع طلب النقود M^d:

وهذا لتحقيق التوازن في سوق النقود أي : $M^s = M^d = M$ ——— (1-3)

وبهذا يصبح بالإمكان استخدام المعادلة (2-1) لمعرفة الكمية الحقيقية المطلوبة من النقود :

$$M^d = \frac{M^d}{P(m^d)} = \frac{1}{V}.T \quad \text{——— (1-4)}$$

يتّضح من المعادلة (4-1) أن الكمية الحقيقية المطلوبة من النقود تتناسب تناسبا عكسيا مع V وطرديا مع T، وطالما يفترض ثبات كل من V وT في الأمد القصير، لذلك فإن M^d يبقى عند مستوى الثبات، فإذا حصل خلل في التوازن في سوق النقود بسبب الزيادة في عرض النقود الاسمية، عندئذ يصبح $M^d \langle M^s$ ومن ثم يرتفع مستوى السعر حتى يعود التوازن.

ب)- الطلب على النقود يساوي القيمة النقدية للمبادلات، وهي بدورها تساوي حجم المعاملات الحقيقية مضروبة بالمتوسط العام للأسعار : $M^d = P \times T$

P : مستوى الأسعار، T : مجموع المبادلات المحققة خلال فترة زمنية معينة.

ج)- إن التداول النقدي (عرض النقود) يساوي كمية النقود الورقية (القانونية) بسرعة تداولها، مضافا إليها النقود المصرفية (الودائع الجارية) مضروبة بسرعة تداولها أي أن :

[1] مروان عطوان، مرجع سابق، ص 95.

$$M^s = (M' \times V') + (M'' \times V'')$$

حيث : M' و V': تمثلان كمية النقود القانونية وسرعة تداولها على التوالي.

M'' و V'': تمثلان كمية النقود المصرفية وسرعة تداولها على التوالي.

وبالتعويض عن قيمة M^d و M^s في معادلة التوازن (1-3) نحصل على ما يلي :

$$PT = M'V' + M''V'' \quad \text{———} \quad (1\text{-}5)$$

وبذلك يتبين لنا بأن الفروض التي قامت عليها هذه المعادلة هي نفسها التي قامت عليها النظرية الكمية للنقود بشكلها العام، ويمكن القول بأن هذه المعادلة تُستخدم في حالات كثيرة كتفسير أو تعبير رياضي للنظرية الكمية للنقود، وفيما يلي شرح لأهم العوامل التي تتألف منها معادلة التبادل :

1)- كمية النقود (M''، M') : إن التداول النقدي في الوقت الحالي يتألف من النقود القانونية (النقود الورقية والمسكوكات الرمزية)، ونقود الودائع وهي الودائع الجارية لدى البنوك التجارية، وفي حين أن الدولة تقوم عادة بإصدار المسكوكات الرمزية، فإن النقود الورقية يقوم البنك المركزي بإصدارها، أما نقود الودائع فيتم إصدارها من قبل البنوك التجارية ولكن في حدود معينة، سواء قانونية أو عرفية، وبإشراف البنك المركزي.

2)- الحجم الحقيقي للمبادلات T : إن الحجم الحقيقي للمبادلات عبارة عن مجموع الكميات الطبيعية لمختلف السلع والخدمات والأوراق المالية التي بِيعت أو اشتريت فعلا بالنقود خلال الفترة التي تشير إليها المعادلة (عادة السنة)، وبذلك فإن كل سلعة أو ورقة مالية تدخل في الحساب في كل مرة بيعت أو اشتريت فيها، ومن العوامل التي تحدد كمية المبادلات نذكر ما يلي :

- حجم الموارد في الاقتصاد.
- طرق ووسائل الإنتاج والإدارة.
- مستوى تشغيل عوامل الإنتاج.
- عدد دورات الإنتاج والبيع، درجة التخصص أو التكامل في النشاط الاقتصادي.
- مقدار الأوراق المالية وعدد مرات تبادلها (بالنقود).
- الأهمية النسبية لذلك المقدار من السلع والخدمات الذي يتم تبادله عن طريق المقايضة.

ويمكن تلخيص مضمون معادلة التبادل لفيشر على النحو التالي :

إذا قامت السلطات النقدية بزيادة كمية النقود المتداولة فإن هذه الزيادة ستؤدي إلى زيادة الطلب على السلع والخدمات، وبالتالي زيادة إنفاق المجتمع، وبما أن كمية السلع والخدمات التي يملكها المجتمع ثابتة (في الأجل القصير)، فإن زيادة الإنفاق تؤدي إلى ارتفاع الأسعار، وهذا بدوره سيؤدي إلى ارتفاع القيمة النقدية للمعاملات (زيادة الطلب النقدي)، وتستمر هذه الزيادة في الطلب النقدي حتى يتم التعادل بينه وبين التداول النقدي (عرض النقود)، عند ذلك تستقر الأسعار عند مستواها الجديد.

لكن رغم الانتشار والقبول الذي عرفته معادلة التبادل، إلا أن ذلك لم يمنع من توجيه عدة انتقادات لها، ومن أهمها [1]:

1. أن هذه المعادلة لا تصلح للاختبار الإحصائي.
2. أن حجم المعاملات (T) يشمل جميع المعاملات بدون تفرقة بين تلك التي تخص الإنتاج وتلك التي تتم في الأسواق المالية، وتلك التي تتعلق بتبادل أصول حقيقية ، لذلك فإن (T) يشمل مجموعات كبيرة من السلع غير المتجانسة ومن الصعب استخدام مقياس واحد لقياسها، لهذا يعتبر حجم المعاملات كمية غير قابلة للقياس.
3. أن متوسط الأسعار(P) الذي يتلاءم مع هذا المفهوم غير المحدد للمعاملات لا يصلح لأن يُتّخذ كأداة في تحليل النشاط الاقتصادي، فهل هو متوسط عام للأسعار؟، أم هو متوسط كمية النقود المدفوعة عند إجراء كل معاملة ؟، كيف يتم حساب (P) ولأية أغراض يمكن استخدامه؟.

ونتيجة للتطور الحاصل في احتساب الدخل الوطني أصبح بالإمكان إيجاد حل للمشكلتين الأخيرتين، فبدلا من التركيز على حجم المعاملات (T)، أخذ الاقتصاديون بالتركيز على حجم الإنتاج الجاري، أي المشتريات النهائية التي يتضمنها الإنفاق الوطني، بدلا من النظر إلى كافة المعاملات، كما أخذ بالمستوى العام للأسعار P بدلا من معدل سعر المعاملات، وهكذا يتم تعديل صيغة فيشر للمبادلات لتأخذ شكل صيغة سرعة دوران الدخل المعرفة كما يلي[2]:

$$MV = PY \qquad \text{———} \quad (1\text{-}6)$$

من الملاحظات الواردة حول هذه المعادلة هو أنه لم يطرأ تغير على تعريف M إلا أن V، بموجب هذا التغير أصبح يعبر عن عدد مرات تداول الرصيد النقدي سنويا لشراء الناتج السنوي من السلع والخدمات، وبذلك أصبحت تعبر عن سرعة دوران الدخل (سرعة التداول الدخلية)، أي سرعة تداول الوحدة النقدية كجزء من الدخل، وليس سرعة تداول النقود لأداء المعاملات. وحتى يتحقق التوازن في سوق النقود لا بد من أن تتساوى الكمية المعروضة من النقود مع الكمية المطلوبة منها، وعلى ذلك يمكن التعبير عن الطلب على النقود بالشكل التالي :

$$M^d = \frac{1}{V} PY \qquad \text{———} \quad (1\text{-}7)$$

وبقسمة طرفي المعادلة (1-7) على P نحصل على :

$$m^d = \frac{1}{V} Y \qquad \text{———} \quad (1\text{-}8)$$

المعادلة (1-8) هي معادلة فيشر لطلب الدخل على النقود الحقيقة.

وبالرغم من أن صيغة الدخل هذه قللت الكثير من المشاكل العملية، إلا أنها أبرزت مشاكل نظرية معينة، فالمشكلة في صيغة فيشر للمبادلات هو أنها تتضمن الإنجاز الفعلي للمعاملات في مجموعها، وعلى سبيل المثال أن المبادلات الخاصة بالأصول الرأسمالية والأوراق المالية غير داخلة في احتساب الدخل، طالما أن مثل هذه المبادلات لا تخلق دخلا بحد ذاتها، إضافة إلى ذلك أن المعادلة الأولى (1-1) تبرز دور النقود في عملية المبادلة، في حين أن المعادلة (1-6) تبرز دور النقود في إنتاج الدخل الوطني.

---
[1] نفس المرجع، ص 99.
[2] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص 85.

ونظرا للانتقادات التي وجهت إلى صياغة فيشر لنظرية كمية النقود، وبهدف تمكين هذه النظرية من مسايرة الظروف الجديدة، قام أنصارها بإدخال بعض التعديلات، ومنهم مارشال، بيجو، روبرستون، باتينكين، فريدمان، وغيرهم من أصحاب الاتجاه الجديد في التحليل النقدي التقليدي (النيوكلاسيكي). وكان من أهم التعديلات تلك التي جاءت في مطلع القرن العشرين، وتَمَخَّض عنها ما يعرف باسم معادلة كمبردج.

3- معادلة كمبردج للأرصدة النقدية :

يعود لألفريد مارشال وبيجو وأعضاء مدرسة كمبردج النيوكلاسيكية الفضل في صياغة هذه المعادلة التي تعتبر الوجه الثاني للنظرية الكمية للنقود بعد معادلة المبادلة، غير أنها في هذه المرة تُركِّز على جانب الطلب على النقود كمحدد أساسي لحجم الدخل النقدي[1].

ويُرجع مارشال الطلب على النقود أو ما يُسمى "بالتفضيل النقدي" بصفة أساسية إلى دافع الدخل، والذي يَقصد به ميل العناصر الاقتصادية المختلفة (أفراد ومؤسسات) للاحتفاظ بأرصدة نقدية سائلة بغرض مقابلة ما يقومون بشرائه من السلع والخدمات. ويرى مارشال أن ما تحتفظ به العناصر الاقتصادية في لحظة من اللحظات من أرصدة نقدية يمثل نسبة (R) معينة من دخولهم، وهذه النسبة تتغير مع تغير مستوى الدخل [2].

وبهذا يتركز تحليل مدرسة كمبردج على العوامل التي تحدد طلب الأفراد على النقود للاحتفاظ بها على شكل أرصدة نقدية عاطلة، مثل سعر الفائدة، مقدار ثروة الفرد، وسائل تسهيلات الشراء، التوقعات في المستقبل حول أسعار الفائدة وأسعار السلع ...إلخ. إلا أن المدرسة تعتقد أن التغيرات في هذه العوامل تكاد تكون ثابتة في الأمد القصير، أو أنها تكون بنفس نسبة التغير في دخول الأفراد[3].

وعلى ذلك يمكن التعبير عن معادلة الأرصدة النقدية على النحو التالي :

$$M = \kappa(y.p) \quad (1\text{-}9)$$

M : كمية النقود، وهي بنفس المفهوم السابق لفيشر (تشمل النقود بكافة أنواعها).

y : الناتج الوطني الحقيقي (أو الدخل الوطني الحقيقي)، و يتكون من كميات المنتج النهائي من السلع الاستهلاكية والاستثمارية، ومعنى هذا أننا في معادلة كمبردج نركّز الاهتمام على كميات المعاملات في الإنتاج النهائي أو الإنتاج الوطني، مقدّرا في شكل معاملات عينية، بدلا من أخذ كافة المعاملات الوسيطية والنهائية في الاعتبار.

P: مستوى الأسعار : هنا يختلف عنه في معادلة فيشر، والذي يعد بمثابة متوسط عام للأسعار لكافة المعاملات التي تشمل عليها (T)، أما (P) في معادلة كمبردج تمثل متوسطا لأسعار المنتجات النهائية فقط.

K : يعبر عن التفضيل النقدي المارشالي للمجتمع، ويشير إلى النسبة – من الدخل الوطني – التي ترغب العناصر الاقتصادية – في مجموعها – في الاحتفاظ بها على شكل نقدي سائل. وهو بمثابة حجز الزاوية في معادلة الأرصدة النقدية لمارشال ويمثل الأساس الذي يُستند إليه في القول بتفوق تحليله على تحليل فيشر.

---

[1] عبد المنعم علي السيد، **دراسات في النقود التطبيقية** (مصر : دار الجامعات المصرية، 1976)، ص197.
[2] سهير محمود معتوق، مرجع سابق، ص 34.
[3] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص 86.

وبما أن (Y.P) : القيمة النقدية للإنتاج الوطني = الدخل الوطني النقدي (Y).

إذن يمكن وضع المعادلة (9-1) في صورة أبسط : $M = K.Y$

ووفقا لهذه المعادلة يتحدد الطلب على النقود – أي على الأرصدة النقدية – تبعا للدخل، نظرا لأن هناك نسبة معينة (K) من الدخل يرغب الأفراد في الاحتفاظ بها في صورة أرصدة نقدية سائلة. وبالتالي عندما يرغب الأفراد بإنقاص ما يحتفظون به من أرصدة نقدية، فهذا سيؤدي إلى زيادة الإنفاق وبالتالي زيادة الطلب على السلع ومن ثم ارتفاع الأسعار.

وبذلك فإن هذه المعادلة تعطي أهمية كبيرة للتغيرات في الأرصدة النقدية من حيث كونها المحدد الرئيسي للتغيرات في الأسعار، كما أنها - وبشكل غير مباشر – تعترف بتأثير التغير في هذه الأرصدة على سرعة تداول النقود. إذ أننا : نستطيع من الصيغة $M = K.Y$ أن نستنتج $K = \frac{M}{Y}$، وهذا يعني أن النسبة بين الأرصدة النقدية التي يحتفظ بها الأفراد والدخل ليست في الواقع سوى مقلوب سرعة تداول النقود بالنسبة للدخل والتي تمثل :

$$V = \frac{\text{الدخل الوطني النقدي}}{\text{كمية النقود المطلوبة لغرض المبادلات}} = \frac{Y}{M}$$

حيث V : سرعة دوران النقود بالنسبة للدخل.

أي أن : $K = \frac{1}{V}$، وبالتعويض في معادلة كامبردج نجد أن : $M = \left(\frac{1}{V}\right).Y \Rightarrow MV = Y$

ويمكن أن نخلص من تحليلنا لمعادلة الأرصدة النقدية إلى ما يلي :

1- العلاقة بين التفضيل النقدي (K) ومستوى الأسعار (P) هي علاقة عكسية.

2- العلاقة بين كمية النقود والأسعار هي علاقة طردية.

3- بالنسبة لمعادلة التبادل فإنها اعتبرت أن النقود تقوم بوظيفتي وسيط في المبادلة ووسيلة دفع، أما بالنسبة لمعادلة كمبردج فإنها أضافت وظيفة أخرى للنقود، وهي وظيفة الادخار، هذا مع العلم بأن كلا المعادلتين تستبعدان وظيفتها كمقياس للقيم.

4- مستوى الأسعار قد يتغير مع بقاء كمية النقود ثابتة : كما أن معالجة نتائج الارتفاع أو الانخفاض في مستوى الأسعار قد تستلزم قيام السلطات النقدية بتخفيض أو زيادة كمية النقود في الاقتصاد، وبذلك فإن تغيرات كمية النقود تصبح نتيجة لتغير الأسعار وليس سببا، وهذا عكس ما ذهبت إليه نظرية كمية النقود ومعادلة التبادل.

ولكن ما يجدر قوله في هذا المجال أنه بالرغم من أهمية تطوير معادلة التبادل كمعبر عن النظرية الكمية، إلا أن مدرسة كمبردج النيوكلاسيكية لم تختلف – في الفترة القصيرة عن النظرية الكمية الكلاسيكية في إطار معادلة فيشر للتبادل- فيما تنسبه من تأثير تغير معين من كمية النقود على المستوى العام للأسعار، هذا مع افتراض ثبات حجم الناتج الوطني، وثبات الطلب على النقود، لأنه يتحدد بمجموعة من العوامل يصعب تغيرها إلا في الأجل الطويل، كما تشارك المدرسة

الكلاسيكية في بقية الافتراضات التي يترتب على تحقيقها التأثير الكامل والمتناسب للتغير في كمية النقود على المستوى العام للأسعار.

وصفوة القول أن النظرية الكمية للنقود كان لها الفضل في التنبيه إلى خطورة الدور الذي يلعبه الإفراط النقدي في خلق الموجات التضخمية،كما أنها تلقي لنا الضوء على جوانب هامة وخطيرة لتفسير ارتفاعات الأسعار في البلاد المتخلفة، وعلى الأخص جانب الاختلال الذي يحدث بين كمية النقود وحجم السلع والخدمات، وهو اختلال يكتسب أهمية خاصة لفهم المناخ العام لقضية التضخم[1]، لكن كل هذا لم يمنع من توجيه عدة انتقادات لهذه النظرية تكمن أساسا في عدم صحة الافتراضات التي قامت عليها، وهو ما أثبته التجارب والوقائع، فمثلا خلال الكساد الكبير1929-1933م ثبت عدم صحة تفسير هذه النظرية لظاهرة التضخم، إذ لم تؤدي زيادة كمية النقود خلال هذه الفترة المذكورة إلى ارتفاع الأسعار، فقد حاولت الحكومة الأمريكية مكافحة الكساد العظيم عن طريق خلق عجز في الميزانية، وتمويله بإصدار كميات جديدة من الأوراق البنكية، فزادت من احتياطات البنوك التجارية وشجعت الأفراد على الاقتراض، لكن الجزء الأكبر من الزيادة في النقود استقر في أيدي الجمهور في شكل عاطل و لم يتوجه نحو الإنفاق، لأنهم كانوا يتوقعون انخفاض أكبر في الأسعار بالشكل الذي أدى إلى انخفاض سرعة دورانها وأظهر فشل النظرية الكمية في توجيه السياسة النقدية خلال تلك الفترة، ويمكن أن نلخص الانتقادات التي وجهت لهذه النظرية فيما يلي :

4- الانتقادات الموجهة للنظرية الكمية للنقود[2] :

تعرضت نظرية كمية النقود لانتقادات عديدة تناولت الأساس النظري الذي استندت إليه والنتائج التفصيلية التي استخلصت منها، وتنحصر أهم هذه الانتقادات في الآتي :

أولا : العلاقة الميكانيكية التي تضفيها النظرية الكمية على التغير في كمية النقود على المستوى الأسعار، ليست بهذا الشكل البسيط الذي تصوره هي، من حيث :

أ. كمية النقود ليست هي العامل الوحيد الذي يؤثر في مستوى الأسعار، فهذه الأخيرة قد ترتفع لأسباب لا علاقة لها بتغير كمية النقود.

ب. العلاقة بين كمية النقود ومستوى الأسعار ليست مباشرة أو تناسبية.

ج. يضاف إلى ما سبق أن العلاقة بين كمية النقود والأسعار ليست وحيدة الاتجاه، بل تعمل في الاتجاهين، أي أنها علاقة قابلة للانعكاس.

ثانيا: عدم واقعية افتراض ثبات الحجم الحقيقي للإنتاج واستقلاله عن التغير في التداول النقدي فافتراض ثبات الناتج الوطني يستند إلى افتراض حالة التوظيف الكامل، ويعتبر هذا من دعائم التحليل الكلاسيكي، في أن الاقتصاد- بطريقة تلقائية- يعمل عند مستوى التشغيل الكامل لعناصر الإنتاج، كما أن هناك قوى معينة تعود بالنظام الاقتصادي تلقائيا إلى هذا المستوى إذا انحرف عنه، لكن أثبتت الأزمة العالمية الكبرى (1929-1933م) بما لا يدع مجالا للشك أن حجم

---

[1] نفس المرجع، ص 86.

[2] سهير محمود معتوق، مرجع سابق، ص26.

الإنتاج والتشغيل لا يستقر بصفة دائمة عند مستوى التشغيل الكامل، وأنه لا توجد قوى تلقائية تعود بهذا النظام إلى هذا المستوى إذا ما ابتعد عنه.

كما أن النظرية الكمية افترضت استقلال حجم الإنتاج (وبالتالي حجم المعاملات) عن التغير في التداول النقدي، إلا أن النظرية النقدية الحديثة بينت عكس ذلك، وأن هناك ارتباطا مباشرا بحيث أنه إذا انكمش التداول النقدي فإن هذا يؤدي إلى انخفاض الإنتاج مقترنا بانخفاض الأسعار.

ثالثا : عدم واقعية افتراض ثبات سرعة دوران النقود : حيث أنها يمكن أن تتغير بتغير حجم المعاملات، ويمكن أيضا أن تتغير نتيجة لظروف السوق، كما أنها تتقلب انخفاضا وارتفاعا في ظروف الكساد والرواج على الترتيب.

رابعا: تجاهل عنصر الفائدة : مع أن سعر الفائدة يشكل عاملا مهما في تحديد الآثار المترتبة على المتغيرات في التداول النقدي فهو يلعب دورا حساسا في تباين الحركات العامة لمستوى الأسعار، من حيث أن انخفاض معدل الفائدة يشجع على فتح باب الاعتمادات، مما يزيد فرص الاقتراض فتزيد الكميات النقدية المتداولة، فتتجه المستويات العامة للأسعار نحو الارتفاع.

خامسا: غموض فكرة المستوى العام للأسعار : لم تميز النظرية الكمية للنقود بين مختلف المستويات العامة للأسعار، فجميع الأسعار عندها تعامل بنفس النمط، غير أن التأثير المباشر وغير المباشر لكميات النقود ليس له نفس الدرجة على جميع مستويات الأسعار السائدة في الأسواق.

وتوازيا مع هذه الانتقادات وغيرها، أظهرت الوقائع والتجارب قصور النظريات والسياسات النقدية التقليدية عن معالجة مختلف الأزمات، لا سيما ظاهرة التضخم، فمع الحرب العالمية الأولى، بدأت المشاكل تظهر داخل النظام الرأسمالي، التي تمخضت في الأزمة الاقتصادية العالمية الأخيرة (الكساد الكبير)، وما أعقبها من نقص في الطلب الفعلي بطريقة واضحة، وهبوط في مستوى الإنتاج والدخل الوطني، واضمحلال النشاط الاقتصادي بصفة عامة، وتفشي البطالة وانهيار الأسواق بصورة لم تعرفها النظم الرأسمالية من قبل، و لم تكن هذه الأزمة بمثابة أمر مؤقت لا يلبث أن يزول تلقائيا- بل استمرت وأثارت تذمرا شديدا على الصعيدين الاجتماعي والسياسي- وهنا انهار فرض التشغيل الكامل، وأصبح قصور المذهب الكلاسيكي وعدم انسجام الفروض التي يقوم عليها مع الخصائص التي يتسم بها الاقتصاد النقدي الحديث.

وهنا — وفي ظل هذه الظروف- ظهرت أفكار " جون مينارد كينز" مستندة بصفة أساسية على ظروف ما بين الحربين العالميتين، وعلى فترة الكساد العظيم المشار إليها، وبدأت تشق طريقها إلى قراء الاقتصاد وإلى الحكومات المنشغلة بوضع سياسات جديدة (خاصة بريطانيا والولايات المتحدة)، وفيما يلي سنتعرف على أراء كينز فيما يخص ظاهرة التضخم .

المطلب الثاني : التضخم في النظرية الكينزية

إن ظهور كتاب " النظرية العامة للتشغيل والفائدة والنقود" لكينز عام 1936م، قد أدى إلى إحداث تغيرات عميقة في الفكر الاقتصادي، كان لها أثر بعيد على النظرية الاقتصادية قاطبة، وتُشكل إسهامات كينز النظرية إحدى أهم لَبِنات تطور المفاهيم الاقتصادية في عصرنا هذا، للجدل الذي أحدثته سواءًا من خلال أدوات التحليل الجديد، أومن خلال نقدها لأهم المبادئ الكلاسيكية المنتشرة آنذاك، كما تشكل أفكاره نقلة نوعية في فهم وتفسير ميكانيزم عمل مجموعة هامة من المتغيرات، سواء في سلوكها الذاتي أو تأثيرها على بعضها البعض، وما يهمنا في هذا الإطار هو وجهة نظر كينز التحليلية لظاهرة التضخم.

1- مراحل تغير الأسعار في التحليل الكنزي :

بعدما رفض كينز الأفكار الأساسية للتحليل الكلاسيكي في مجال النقود، وسعر الفائدة، والادخار والاستثمار وقانون ساي، استخدم أدوات التحليل الجزئي في الطلب والعرض على المستوى الكلي، فعنده يتحدد المستوى التوازني للتوظيف والدخل الوطني الحقيقي بواسطة الطلب الكلي الفعال[1]، أي عند تقاطع منحنى الطلب الكلي مع منحنى العرض الكلي.

وحيث أن نظرية التوظف أو الدخل الوطني الكينزية خاصة بالفترة القصيرة فإنها تقوم هي الأخرى على عدد من الافتراضات منها ثبات العوامل المحددة لموقع دالة العرض الكلي، ومن ثم التغير في الطلب الكلي الناتج عن تغير عنصر أو آخر من عناصر الإنفاق الوطني (الاستثمار مثلا)، يحدد التغير في مستوى التوظيف لعوامل الإنتاج القابلة للتشغيل، وبالتالي الناتج أو الدخل الوطني.

من خلال هذا يميز كينز مرحلتين رئيسيتين بالنسبة لتغير الأسعار[2]:

1-1 المرحلة الأولى: الاستخدام الجزئي لعوامل الإنتاج :

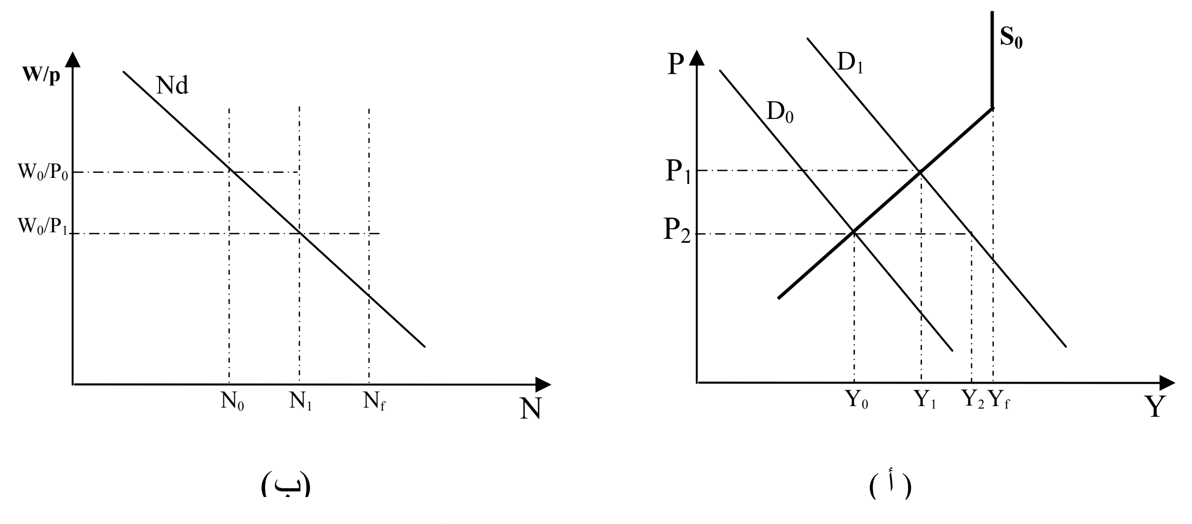
حيث يعاني الاقتصاد الرأسمالي الصناعي من تعطل في قسم من موارده الإنتاجية القابلة للتشغيل، وفي هذه الحالة عندما يزيد الإنفاق الوطني (مثلا بزيادة الحكومة إنفاقها العام) تزيد الدخول ويزيد الإنفاق على الاستهلاك، وهكذا بفعل المضاعف وتحت ظروف الكساد، وفي مواجهة مرونة كبيرة لعرض عوامل الإنتاج القابلة للتشغيل تعكس الزيادة المتتالية في الدخول والإنفاق نفسها في زيادة الإنتاج محدثة ارتفاعا ضئيلا في الأسعار، أي أن فائض الطلب تمتصه أساسا الزيادة في التوظف والإنتاج، ولكن مع استمرار زيادة الإنفاق، وعندما يقترب الاقتصاد من وضع التوظف الكامل، فإن فائض الطلب لا يُعبِّر عن نفسه في زيادة الإنتاج فقط، بل تبدأ الاتجاهات التضخمية في الظهور، وهناك من يطلق على هذا النوع من التضخم الذي يبدأ ظهوره قبل وصول الاقتصاد الوطني مرحلة التشغيل الكامل بالتضخم الجزئي.

ويعزى هذا النوع من التضخم إلى ظهور الاختناقات التي تنتج عن قصور عرض بعض عناصر ومستلزمات الإنتاج في بعض الأنشطة عن مواكبة الطلب المتزايد عليها، وبسبب الضغوط التي تمارسها نقابات العمال على أصحاب الأعمال

[1] الطلب الكلي الفعال : المستوى التوازني للإنفاق الوطني.
[2] محمد عزت غزلان، مرجع سابق، ص294.

لرفع الأجور بمعدلات تفوق معدلات الإنتاجية، وأيضا لظهور الممارسات الاحتكارية لدى بعض المنتجين، ولا يثير التضخم الجزئي الكثير من المخاوف لأنه يُعد حافزا لدى بعض الفروع الإنتاجية لزيادة حجم إنتاجها بما يخلقه من أرباح إضافية. ويمكن تفسير ما جاء به كينز حول محددات مستوى الأسعار حالة الاستخدام غير الكامل لعوامل الإنتاج عن طريق شرح منحنى الطلب الكلي التالي[1] :

الشكل رقم (1– 5) : أثر زيادة الطلب الكلي على الأسعار في ظل عدم الاستخدام الكامل لعوامل الانتاج .



المصدر: يوجين أ.ديوليو، **ملخصات شوم مسائل ونظريات في النظرية الاقتصادية الكلية** (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1993)، ص223.

مستويات الإنتاج أقل من Y_f (مستوى الاستخدام الكامل).

بافتراض أن عند مستوى طلب كلي (D_0)، ومستوى عرض كلي (S_0) توجد وحدات عمل عاطلة قدرها ($N_f - N_0$) عند مستوى الإنتاج الحقيقي Y_0. فإذا زاد الطلب الكلي خلال سياسة توسعية إلى D_1 فتوجد زيادة قدرها ($Y_2–Y_0$) عند مستوى الأسعار P_0، هذه الزيادة في الطلب من شأنها أن ترفع الأسعار إلى P_1، وأن تُخفّض الأجر الحقيقي إلى W_0/P_1 (الشكل (ب))، عندئذ يتم توظيف مدخلات عمل قدرها N_1 بدلا من N_0، وتزيد كمية الإنتاج المعروض إلى Y_1، ومع ذلك فإن زيادة الإنتاج والتوظف أقل من أن تتناسب مع الزيادة في الطلب الكلي، حيث إن مدخلات العمل الإضافية يتم توظيفها فقط إذا خفضت الزيادة في مستوى الأسعار الأجور الحقيقية.

2-1 مرحلة الاستخدام الكامل لعوامل الإنتاج :

حيث تكون الطاقات الإنتاجية قد وصلت إلى أقصى حد في تشغيلها، وهنا إذا افترضنا حدوث زيادة في الطلب الكلي، فإن هذه الزيادة لا تنجح في إحداث أي زيادة في الإنتاج أو العرض الكلي للسلع والخدمات، حيث تكون مرونة العرض الكلي قد بلغت الصفر، فالزيادة في الطلب الكلي عند المستوى الثابت للناتج الوطني تخلق فائض طلب يعكس نفسه انعكاسا كاملا في رفع الأسعار، ويستمر الارتفاع في الأسعار طالما استمر وجود قوى تضخمية متمثلة في

[1] يوجين أ.ديوليو، **ملخصات شوم : مسائل ونظريات في النظرية الاقتصادية الكلية** (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1993)، ص223.

فائض طلب يدفع بها إلى الأعلى. ويسمي كينز هذا النوع بالتضخم البحث، وهو نفسه التضخم الناشئ عن جذب الطلب (تضخم الطلب) المشار إليه في أنواع التضخم[1].

إذن بمقتضى التحليل الكينزي فإن التضخم يمكن أن يحصل عندما يكون حجم الإنفاق الكلي C+I+G أكبر من قيمة الناتج (Q) عند مستوى الاستخدام التام أي:

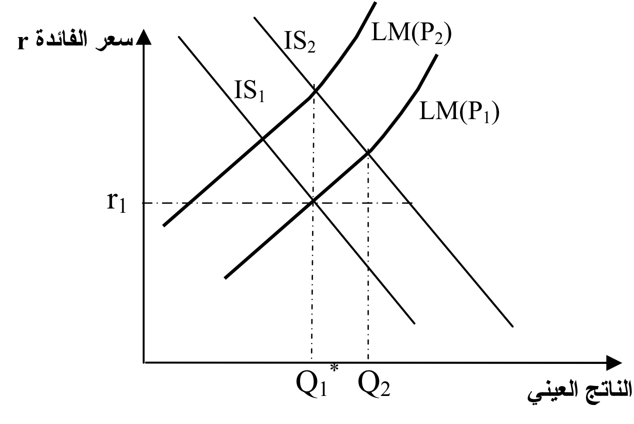
$$Q < C+I+G$$

G : الإنفاق الحكومي، I : حجم الاستثمار الكلي، C : حجم الاستهلاك الكلي، Q : حجم الناتج الوطني.

ويرفض كينز العلاقة الوثيقة بين التغير في كمية النقود والتغير في المستوى العام للأسعار[2]، وقد أكد على أهمية سرعة التداول الدخلية، إذ يمكن أن تؤدي زيادتها إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار حتى وإن لم يرتفع عرض النقود، وقد ترتفع الأسعار بشكل حاد بسبب الزيادة الكبيرة والسريعة في سرعة دوران الدخل الذي ينجم عن انخفاض كبير في التفضيل النقدي للأفراد.

ويمكن الاستعانة بالشكل التالي لتوضيح تضخم الطلب عند كينز وأتباعه[3].

الشكل رقم : (1 – 6): أثر زيادة الطلب الكلي على أسعار الفائدة في ظل الاستخدام الكامل لعوامل الانتاج.



المصدر : ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص219.

يفترض الشكل أعلاه تحقيق حالة الاستخدام التام عند مستوى إنتاج Q^* مُقاسا على المحور الأفقي، وأن التوازن العام يتحقق عند توازن سوق السلع وسوق النقود في نقطة تقاطع $LM(P_1)$ مع IS_1، حيث عندها يكون الناتج Q_1^* وسعر الفائدة r_1 ومستوى الأسعار P_1.

والآن نفترض زيادة الطلب الكلي متمثّلا في انتقال منحنى IS_1 إلى IS_2، ومن ثم حصول فائض في الطلب قدره (Q_2^*-Q_1^*)، والذي سيؤدي بدوره إلى ارتفاع مستويات الأسعار، وبعبارة أخرى ستنخفض القوة الشرائية للنقود، متسببة في انخفاض العرض الحقيقي للنقود، وبالتالي انتقال منحنى $LM(P_1)$ إلى $LM(P_2)$، حيث يتحقق التوازن العام مرة أخرى، ولكن عند مستوى سعر فائدة أعلى ومستوى أعلى للأسعار، مع ثبات حجم الناتج عند مستواه السابق[4].

---

[1] محمد عزت غزلان، مرجع سابق، ص296.
[2] لا يعني هذا أن ليس للنقود من تأثير على مستوى الأسعار في جميع الحالات، بل إن النقود وحدها لا تكفي وحدها لخلق التضخم.
[3] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص219.
[4] في هذه الحالة يتحول منحنى LM إلى الأعلى بسبب زيادة المطلوب من النقد لغرض المعاملات، ومع افتراض ثبات عرض النقود، يتم تلبية هذه الزيادة على حساب النقود المعدة لغرض المضاربة، مما يتسبب في ارتفاع أسعار الفائدة.

وسيؤدي ارتفاع الأسعار إلى زيادة الدخول النقدية، والتي بدورها ستؤدي إلى زيادة الطلب الكلي من جديد، وسيستمر فائض الطلب في الظهور مع استمرار انتقال منحنيات LM، IS.

ويجدر القول هنا أن–مع افتراض تناسب التغير في كمية النقود مع التغير في حجم الطلب الفعال– النظرية الكينزية عند مرحلة الاستخدام الكامل تتفق مع النظرية الكمية التي تفترض هذه الحالة مع ثبات سرعة دوران النقود، لتفسير القوى التضخمية، فتحت هذه الظروف فإن الزيادة المعينة في كمية النقود أو في الطلب الفعال يترتب عليها ارتفاعا بنفس النسبة في المستوى العام للأسعار، وفي هذا الإطار أدخل التحليل الكينزي بعض المفاهيم الجديدة لتحليل حالات اختلال التوازن بين العرض الكلي والطلب الكلي، من بين هذه المفاهيم الفجوة التضخمية التي ستتعرف عليها فيما يلي:

2– الفجوات التضخمية :

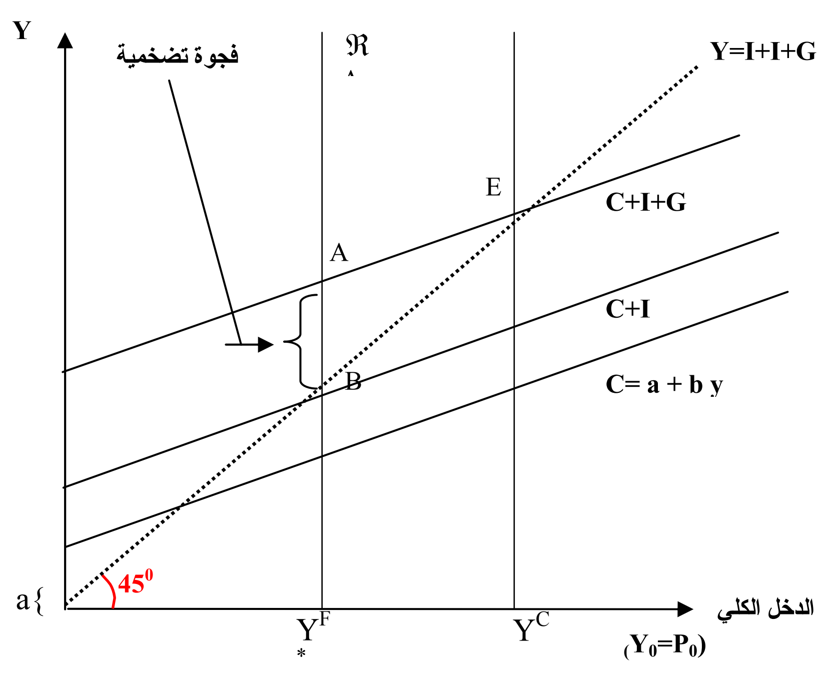
يعتبر كينز أول من تكلم عن مفهوم (الفجوة التضخمية) في كتابة "كيف يتم تسديد نفقات الحرب how to pay for the war"، ويؤخذ بهذا المفهوم لتحليل فائض الطلب الكلي (C+I+G) على العرض الكلي Y_F عند مستوى الاستخدام التام.

2–1 تعريف الفجوة التضخمية :

هو ذلك المقدار الذي يعبر عن زيادة الإنفاق الحكومي، الاستثماري، الاستهلاكي أو الطلب الكلي على حجم الناتج الوطني الحقيقي (العرض الكلي) عند مستوى الاستخدام التام، والتي تفسر الزيادة في الأسعار.

وعلى ذلك يمكن تعريفها بفائض القوة الشرائية، كما في الشكل التالي :

الشكل رقم (1–7) : تفسير وجود الفجوة التضخمية



المصدر : ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص 223 .

في الشكل أعلاه عندما نسقط المستقيم على النقطة $\Re$ Y^F، فإنه يصبح يعبر عن مستوى الدخل عند الاستخدام التام، ومنه فإن مستوى الناتج الحقيقي (العرض الكلي) يتحدد عند مستوى Y^F، ومن ثم فإن الدخل الحقيقي لا يمكن أن يزيد عن هذا المستوى.

ونلاحظ أن منحنى الطلب الكلي C+I+G يقطع خط الدخل **45^0** عند النقطة E الواقعة بين يمين النقطة B التي تمثل نقطة تقاطع الدخل **45^0** مع العمود ($\Re$)، ومنه يتضح وجود فجوة تضخمية تتمثل في المسافة الواقعة بين نقطتي التقاطع A، B حيث A هي نقطة تقاطع منحنى الطلب الكلي C+I+G مع خط الدخل ($\Re$).

ملاحظة (1-2) : يتضمن الشكل دالة الاستهلاك معبرا عنها بخط الاستهلاك $C =a+by$، حيث الاستهلاك دالة خطية في الدخل، وكذلك دالة الاستثمار I ودالة الإنفاق G، على افتراض أنهما يتحددان خارج النموذج، وبذلك تصبح دالة الطلب الكلي دالة خطية موازية لخط الاستهلاك.

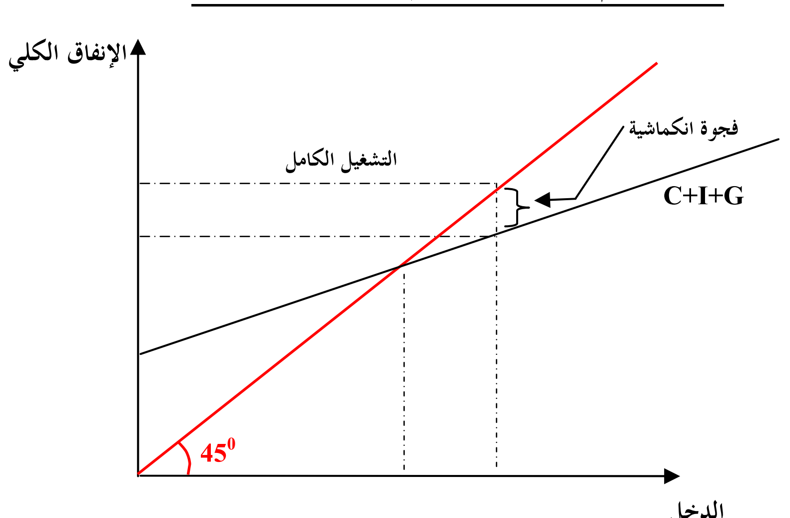
ويؤدي وجود الفجوة التضخمية AB إلى رفع المستوى العام للأسعار، إذ لا يمكن التخلص منها، إلا بزيادة الدخل النقدي الكلي من Y_F^F إلى Y_C، ومنه باستخدام مضاعف الاستثمار يمكن أن نحصل على قيمة الدخل بالتوازي الجديد كالآتي :

$$Y_C = Y_F + \text{الفجوة التضخمية x المضاعف}$$

2-2 الفرق بين الفجوة التضخمية والفجوة الانكماشية :

تحدث الفجوة الانكماشية على عكس الطريقة التي حدثت بها الفجوة التضخمية، ويمكن تعريفها بأنها المقدار الذي يتدنى به الإنفاق الكلي على المستوى اللازم لاستهلاك الناتج الوطني عند الاستخدام الكامل لعوامل الإنتاج، وهو ما يعبر عنه الشكل التالي :

الشكل رقم (1-8): مفهوم الفجوة الانكماشية



المصدر : اسماعيل عبد الرحمان، حربي محمد موسى عريقات، مرجع سابق، ص 186.

من خلال الشكل (1-8) نلاحظ أن الفجوة الانكماشية تعبر عن مقدار عجز الإنفاق الكلي لاستهلاك كل ما ينتج من خلال الاستخدام الكامل، وفي هذه الحالة يمكن تخفيض الضرائب على الاستهلاك أو على قطاع الأعمال، الأمر

الذي من شأنه أن يُبقي بين أيدي المستهلكين دخلا أكبر، وبالتالي يُتيح الفرصة إلى مستوى أعلى من الإنفاق، يكـــون كافي لإزاحة دالة الاستهلاك إلى المستوى الأعلى المطلوب لإغلاق هذه الفجوة.

2-3 نموذج هانسون للفجوات التضخمية[1] :

استطاع بنت هانسون Bent hanson في كتابه (دراسة في نظرية التضخم) أن يطور نموذجا جديدا لتضخم الطلب، يختلف فيه عن كيتر الذي تكلم عن فائض الطلب في سوق السلع فقط، أما هانسون فقد قسّم الاقتصاد إلى ســـوقين : سوق السلع وسوق عوامل الإنتاج، وعرّف الفجوة التضخمية في الأول بأنها عبارة عن القوة الشرائية الفعلية على السلع ناقص الكمية الفعلية الموجودة من السلع، وعرفها في سوق العنصر الإنتاجي بأنها عبارة عن القوة الشرائية الفعلية علـــى عوامل الإنتاج ناقصا الكمية الفعلية الموجودة من عوامل الإنتاج.

وحتى يمكن التوصل إلى تحديد فائض القوة الشرائية في كل من السوقين، عرّف هانسون السوق الكلية للسلع بأنهـــا عبارة عن مجموع الأسواق الفردية للسلع، وفي هذا السوق يتحقق فائض القوة الشرائية (فائض الطلب الفـــردي)، إذا كان مجموع فوائض القوة الشرائية موجبا في الأسواق الفردية للسلع (نفس الشيء بالنسبة لسوق عوامل الإنتاج).

ومن هذا التحليل يستمد هانسون تعريف التضخم بأنه الحالة التي يُوجد فيها فائض القوة الشرائية في سوق الســـلع وسوق عوامل الإنتاج، وعلى ذلك لا يمكن القول حسب رأيه بوجود تضخم إذا كان فائض القوة الشرائية موجبـــا في أحد الأسواق وسالبا في السوق الأخرى، طالما أن التضخم يعبر عن حالة عامة لارتفاع المستوى العام للأسعار. ويمكن التعبير عن هذا الكلام بالمعادلات التالية :

$$\sum_{i=1}^{n}\Re_i\rho_i+\sum_{j=1}^{m}\Re'_j\rho'j\rangle 0 \quad ....(1-10)$$

بشرط : $\sum_{i=1}^{n}\Re_i\rho_i\rangle 0$ و $\sum_{j=1}^{m}\Re'_j\rho'j\rangle 0$.

حيث : n : عدد أسواق السلعة.

$\Re_i$: فائض الطلب على السلعة في السوق I.

ρ_i : سعر السلعة.

$\Re_i\rho_i$: فائض القوة الشرائية للسلعة في السوق I.

m : عدد أسواق عوامل الإنتاج.

$\Re'_j$: فائض الطلب على العامل الإنتاجي في السوق j.

$\rho'j$: سعر العامل الإنتاجي في السوق j.

$\Re'_j\rho'j$: فائض القوة الشرائية للعامل الإنتاجي في السوق j.

2-4 الفجوات التضخمية السلعية والعاملية :

يمكن تحليل الفجوة التضخمية على أساس الفرق بين الادخار والاستثمار، وحتى يمكن التوصل إلى مثل هذا التحليل نطلق على جانب الطلب إسم (المشتريات المقدرة) وعلى المعروض إسم (المبيعات المتوقعة)، وتوازيا مع هذا التعبير يصبح الفرق بين الاستثمار المقدر والادخار المقدر مساويا لمجموع الفائض النقدي للطلب في سوق السلع وفي سوق عوامـــل الإنتاج، وهذا يفسر لماذا تستعمل العلاقة بين الاستثمار والادخار دائما لبيان ما إذا كان هناك تضـــخم أم لا. لـــذلك يمكن أن نستخدم الرموز التالية :

Γ : المبيعات، C: المشتريات لأجل الاستهلاك، O : المشتريات لأجل الإنتاج، I: الاستثمار، S: الادخار، Y: الدخل.

[1] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص 225.

وللتميز بين العمليات الموجهة إلى سوق السلع عن العمليات الموجهة إلى سوق عوامل الإنتاج، نضع على يسار أي رمز من الرموز السابقة الرقم (1) لسوق السلعة، (2) لسوق عوامل الإنتاج، ونظرا لوجود ثلاثة هيئات تتعامل في السوق، وهي طبقة الرأسماليين وطبقة العمال والحكومة، فإننا نميز بين كل منها بأن نضع على يمين الرموز السابقة الحرف k للرأسماليين، والحرف L للعمال، وG للحكومة فمثلا : ${}_1O_{\Re}$ تمثل مشتريات الرأسماليين من السلع لغرض الإنتاج. وعلى ذلك يمكن الحصول على دخول الهيئات الثلاثة على النحو التالي :

$$I + O_2^{\Re} + O_{1\Re}^{\Re 1} - T_{\Re 1}^{1\Re} = Y^{\Re}$$

أي أن الدخل المتوقع للرأسماليين عبارة عن الفرق بين المبيعات المتوقعة لهم ومشترياتهم لغرض الإنتاج (من السلع ومن عوامل الإنتاج)، مضافا إليها الاستثمار المقدر.

$$T_2^1 = Y^L$$

أي أن الدخل المتوقع للعمال عبارة عن مبيعاتهم المتوقعة من خدمات العمل.

$$S^L + S^{\Re} + C^L + C^{\Re} = Y^L + Y^{\Re}$$

أي أن الدخل القومي عبارة عن مجموع دخول العمال والرأسماليين قبل دفع الضرائب، أي دخل الحكومة محسوب ضمن هذا الدخل، موزعا بين الاستهلاك والادخار، وبإعادة صياغة معادلات الدخل نحصل على :

$$O_2^{\Re} + O_1^{\Re} + T_1^{\Re} - Y^{\Re} = \Gamma$$
$$T_2^L - Y^L = 0$$
$$\left(C^L + C^{\Re}\right) - T^L + Y^{\Re} = S^L + S^{\Re}$$

وعند القيام بجمع المعادلات الثلاثة الأخيرة نحصل على الفجوات التضخمية السلعية والعاملية، كما في المعادلة التالية :

$$T_2^{\Re} - O_2 + T_1 - C + O_1 = S - I \qquad ....(1-11)$$

حيث :

$$\left(Y^L + Y^{\Re}\right) - Y^L + Y^{\Re} = 0$$

وتشير المعادلة (11-1) إلى أن الفرق بين الاستثمار والادخار يساوي الفرق بين المشتريات لغرض الاستهلاك والإنتاج $\left(O_1 + C_1\right)$ والمبيعات المتوقعة من السلعة T_1، وهذه هي الفجوة السلعية، مضافا إليها الفجوة العاملية وهي عبارة عن الفرق بين المشتريات من عوامل الإنتاج O_2 والمبيعات من عوامل الإنتاج T_2.

إذن : الفجوة العاملية + الفجوة السلعية = S – I

إن التحليل الكيتري للتضخم يجد جذوره في التحليل الاقتصادي السويدي فيكسل الذي كان أول من غيّر تحليل التضخم من الرأي الكلاسيكي الذي ينسبه إلى الزيادة في عرض النقود، ولكن هناك فرق هام بينهما، فعلى حين أخذ تحليل فيكسل في اعتباره فائض الطلب في كل من أسواق السلع وأسواق عوامل الإنتاج، ركّز التحليل الكيتري الضوء على الزيادة التي تحدث في الطلب الكلي على السلع والخدمات، وذلك على أساس أن عدم التوازن الذي يحدث في

أسواق السلع ينعكس أثره مباشرة على أسواق عوامل الإنتاج، وقد وسّعت المدرسة السويدية بعد فيكسل مفهوم فائض الطلب ليشمل أيضا فائض الطلب في أسواق الأصول المالية[1].

لكن إن بعض الدراسات أظهرت بأن الأسعار لا تبدأ بالارتفاع فجأة بعد تحقق التوظف الكامل، وإنما تبدأ قبل ذلك بفترة حينما تتدنى نسبة البطالة إلى حدود منخفضة، وبذلك فإنما كما كان مستوى البطالة في الحدود الدنيا القريبة من وضع التوظف الكامل، كلما كان الارتفاع في الأسعار أسرع، وهي العلاقة العكسية بين التضخم والبطالة التي أثبتها الانجليزي فيلبس من خلال مشاهدات تاريخية للعلاقة بين معدلات البطالة ومعدلات التغير في الأجور في بريطانيا. وسنتناول هذا العنصر بالتفصيل الكافي في المبحث الموالي.

وفي نظرة تقييميه لنظرية فائض الطلب الكيترية كمفسر للتضخم ينبغي التذكير بأنها مشتقة من افتراضات تصف واقع البلاد الرأسمالية الصناعية الذي يتميز بقطاع صناعي ضخم وأسواق عالية الكفاءة، وجهاز أسعار فعّال في توزيع الدخول وتخصيص الموارد، وذلك عكس الحال في البلاد المتخلفة حيث الطاقة الصناعية الضئيلة، وجهاز السوق الذي يعمل بكفاءة منخفضة في تحديد الأسعار وتخصيص الموارد، وحيث تسود الاختلالات الهيكلية المتنوعة، ومن ثم فإن التحليل الكيتري أكثر تعبيرا عن حال البلاد الصناعية المتقدمة التي تعاني من فائض طاقاتها الإنتاجية في أوقات الكساد على حين تتمثل المشكلة الأساسية في البلاد المتخلفة في قصور حجم طاقاتها الإنتاجية، الأمر الذي يجعل جهازها الإنتاجي غير مرن، وناتجها الوطني قريب من الثبات مما يجعل النظرية الكمية أكثر تعبيرا عن واقعها في مسألة التضخم. وفيما يلي سنحاول التطرق إلى وجهة النظر المعاصرة لكمية النقود كمفسر لظاهرة التضخم.

المطلب الثالث : النظرية المعاصرة لكمية النقود

أعادت المدرسة النقدية الحديثة لشيكاغو بزعامة ميلتون فريدمان النظرية الكمية إلى الحياة، وذلك بصياغتها في صورة حديثة تختلف عن النظرية الكيترية من حيث اعتمادها في كشف الحقائق على التجارب والخبرات بفترات تتعدى القرن، وأصبح أنصار هذه المدرسة يشكلون قوة ذات نفوذ لا متناهي، ليس فقط في عالم الفكر والتحليل النقدي، بل أيضا في مجال تحديد السياسات الاقتصادية عموما والنقدية خصوصا في كل من الولايات المتحدة تحت رئاسة رونالد ريجان، وفي بريطانيا تحت زعامة مارجريت تاتشر، وذلك في مجال ما تصفه هذه النظرية من علاج لمكافحة التضخم.

ويُعزى رواج وانتشار النظرية الكمية المعاصرة لكمية النقود ليس فقط للمساهمات الأكاديمية المتقدمة التي حمل لوائها فريدمان وأعضاء مدرسته، بل أيضا للمناخ الاقتصادي الذي ساد اقتصاديات الدول الغربية في السبعينات من القرن الماضي، فانتشار ظاهرة التضخم الركودي حيث صاحب الارتفاع المتواصل للأسعار تزايد معدلات البطالة، وهي ظاهرة تناقض العلاقة بين الأجور والأسعار وبين مستويات البطالة التي يعبر عنها فيلبس، وأيضا عجز سياسات مكافحة التضخم التي تنصح بها النظرية الكيترية، في ظل تلك الظروف غير المألوفة أخذت لأفكار النقديين تثير الاهتمام وتلقى قبولا لدى الكثير من واضعي سياسات مكافحة التضخم.

[1] محمد عزت غزلان، مرجع سابق، ص 296.

1- الأفكار الأساسية للنظرية المعاصرة لكمية النقود :

ترى هذه النظرية في التضخم عموما أنه ظاهرة نقدية بحته، وأن مصدره الرئيسي هو نمو كمية النقود بسرعة أكبر من نمو الإنتاج، وترفض دور الأجور والنفقة في الأسعار، ولا تؤيد على المدى الطويل وجود صلة بين معدل التضخم ومستوى البطالة، فهي تتمثل في نظرية للطلب على النقود، من حيث كونها تبحث في العلاقة بين التغير في نصيب الوحدة المنتجة من النقود وبين التغير في مستوى الأسعار، وذلك من خلال ما يطرأ على الطلب على النقود من تغيرات.

وللتعريف بالمعالم الأساسية لهذه النظرية لا بد من أن نشير إلى قول فريدمان بأن معادلة التبادل كما صاغها فيشر (في صورتها الدخلية) لا تخرج عن كونها تعريفا لسرعة دوران النقود ($V = YP/M$)، لأنه يمكن حساب مقدار (V) من القيم المشاهدة لكل من الدخل الوطني الحقيقي (y) وكمية النقود (M)، والمستوى العام للأسعار (P)، ولكن هذه المعادلة التعريفية لا تشير إلى العوامل التي يمكن أن تُحدِث زيادة في كمية النقود أو عن أثر مثل هذه الزيادة، فمن الممكن التصور أن أثر هذه الزيادة يمتص بالكامل في انخفاض مصاحب لسرعة دوران النقود دون أن يمارس أي أثر على الدخل الوطني الحقيقي والأسعار، وتمثل هذه النتيجة واحدة من آراء تلاميذ كيتر تحت ما عُرِف باسم مصيدة السيولة في أوقات الكساد، والتي تعني أن أي زيادة في عرض النقود سوف تمتصها زيادة مقابلة في الطلب على السيولة من جانب الأفراد، كما أنه من زاوية أخرى أن مثل هذه الزيادة يمكن أن تعكس نفسها كاملة في رفع مستوى الأسعار دون إحداث تأثير في سرعة دوران النقود والناتج الوطني، وهذه النتيجة تمثل موقف أنصار النظرية الكمية، وبنفس المنطق يمكن التصور بأن قدرا من الزيادة في كمية النقود تمتصه زيادة في الطلب على السيولة (انخفاض سرعة دوران النقود)، والأثر المتبقي ينعكس في تغير كل من الأسعار والناتج الوطني، ولإثبات هذا أشار فريدمان إلى التجربة النقدية التي حدثت في الولايات المتحدة خلال فترة بدأ الحرب الأهلية سنة 1865 حتى 1879 م، حيث زاد الرصيد النقدي خلال هذه الفترة بــ 10 %، في حين ارتفع الدخل الوطني الحقيقي إلى الضِّعف وانخفض الرقم القياسي لأسعار الجملة إلى النصف بالقياس إلى مستواه عند بداية الفترة، ويتصور فريدمان نتيجة رابعة وهي أن التغير في كمية النقود يدعمه تغير في سرعة دورانها في نفس الإتجاه وينعكس إجمالي هذا في إحداث تغير الناتج الوطني والأسعار بنسب متفاوتة، وهذا ما شهدته الولايات المتحدة خلال الفترات القصيرة التي يطلق عليها الدورة الاقتصادية في العصور الماضية[1].

من هذا التوضيح نستنتج أن تحليل فريدمان يسمح بإمكانية تغير كل من الناتج الوطني وسرعة دوران النقود خلال تغير كمية النقود، وهذا الموقف يُميِّز نظريته عن النظرية الكمية التقليدية وخاصة في صورتها الكلاسيكية، وبتعبير أكثر تحديدا تقوم نظرية فريدمان على ركنين أساسيين :

أ. المؤثر الرئيسي في المستوى العام للأسعار هو تطور التغير في النسبة بين كمية النقود وبين الناتج الوطني أو الدخل الوطني الحقيقي، أي نصيب الوحدة من الناتج الوطني من كمية النقود، وليس مجرد تطور حجم كمية النقود.

ب. التغير الذي يطرأ على سرعة دوران النقود (V) أو مقلوبها (K) معبر عن الأرصدة النقدية التي يرغب الأفراد بالاحتفاظ بها من دخولهم.

[1] محمد عزت غزلان، مرجع سابق، ص 302.

بالنسبة لفريدمان فإن الحالات الأربعة السابقة للتغير في كمية النقود ليس ذات أهمية نظرية، بما أنه يمكن حدوث حالات أخرى، كما أنه ليست مهمة عنده النظرة الكمية للعلاقة بين الكتلة النقدية ومستوى الأسعار، مع القبول بأن التغير في الكتلة النقدية لا يقود إلى تغيرات في مستوى الأسعار فحسب، ولكن إلى عدة تغيرات اقتصادية أخرى، فالشيء المهم هو تحديد الشروط وميكانيزمات التي من خلالها تحقق الحالات المذكورة آنفا.

هذه الميكانيزمات عند فريدمان ترتبط بعاملين هما : العوامل المحددة للطلب على النقود والعوامل المحددة لعرض النقود، والتي بتقاطع منحنياتها يمكن معرفة قيمة النقود. وهنا يحلل فريدمان محددات الطلب على النقود في شكل دالة سلوكية ترتبط أساسا بقواعد السلوك الرشيد المأخوذ من نظرية سلوك المستهلك، والتي تعتمد على المفاضلة بين عدة خيارات عند الاحتفاظ بالنقود في شكل سائل وعلاقة ذلك بأشكال الثروة الأخرى وما تدره هذه الأشكال من عائد.

2- دالة الطلب على النقود لفريدمان :يخضع الطلب على النقود - وفقا لفريدمان – للمتغيرات التالية[1] :

أ- الثروة الكلية : التي يمكن أن تحوزها العناصر الاقتصادية المختلفة، وهي المحدد الأساسي للطلب على النقود، وتشمل كافة العناصر البشرية وغير البشرية، وقد ميّز فريدمان بين خمس طوائف مكونة للثروة :

- النقود.
- الأصول النقدية (أي السندات ذات الدخل الثابت).
- الأصول المالية (الأسهم).
- الأصول الطبيعية (رأس المال العيني).
- رأس المال البشري.

ويتغلب فريدمان على مشكلة قياس الثروة الكلية برسملتها على أساس أنها تمثل القيمة الحالية للدخل الحقيقي المتدفق منها، ويستخدم في ذلك معدلا عاما لسعر الفائدة[2].

ب- تكلفة الاحتفاظ بالنقود كأصل بديل للأشكال الأخرى للثروة :

يقوم الفرد بتوزيع ثروته على الأصول المختلفة وفقا للمنفعة التي يحصل عليها منها، وهذه المنفعة تتحدد بالدخل الذي تدره هذه الأصول.

فبالنسبة للسندات فهي تدر عائدا في شكل ثابت كنسبة من قيمتها الإسمية، وهو سعر الفائدة السنوي المقرر على السندات ويرمز له بـــ R_b. أما بالنسبة للأسهم فهي تدر عائدا يتمثل في الأرباح السنوية والتي يرمز لها بـــ R_s.

هذا بالإضافة إلى ما يمكن أن يفقده المحتفظون بالنقود في شكل انخفاض في القوة الشرائية لها نتيجة للارتفاع المستمر في الأسعار، والذي يمكن قياسه بالمعدل المتوقع للتضخم : $\frac{1}{p}\frac{d_p}{d_t}$.

ج- النسبة بين الثروة البشرية وغير البشرية : ولنرمز لها بالرمز (H).

---

[1] سهير معتوق، مرجع سابق، ص 152.

[2] إذ رمزنا للدخل الوطني الحقيقي بالحرف Y_r ، ومعدل الفائدة العام (r) وللثروة الكلية الحقيقية بالحرف w فتصبح $w = \frac{y_r}{r}$.

د)- العوامل التي يمكن أن تؤثر في الأذواق وترتيب الأفضليات لدى حائزي الثروة : حيث أن العنصر الاقتصادي لا يوزع ثروته بين مختلف الأصول المكونة لها تبعا لعوائدها فقط، بل يحكمه أيضا في هذا الصدد اعتبارات معينة تتعلق بالأذواق وبترتيب الأفضليات، وهذه الاعتبارات قد تفرض عليها أحيانا اختيارا معينا قد يختلف عن ذلك الاختيار الذي يتم وفقا للمعايير الكمية فقط، ويرمز لهذه الأذواق بالرمز (V).

وعليه فدالة الطلب على النقود عند فريدمان تأخذ الصيغة التالية[1]:

$$md = \oint\left(P, R_S, R_b, \frac{1}{P}\frac{d_p}{d_t}, H, W, U\right)$$

حيث : P : المستوى العام للأسعار.

R_S : عائدات الأسهم.

Rb : عائدات السندات.

$\frac{1}{P}\frac{d_p}{d_t}$: معدل توقع التضخم.

H : النسبة بين الثروة البشرية وغير البشرية.

W : الثروة الكلية.

U : أذواق المستهلكين (ترتيب الأفضليات).

وبذلك – حسب فريدمان– فإن الطلب على النقود يعد نتيجة لعملية حساب لتوزيع الثروة الإسمية وفقا للمستوى العام للأسعار، ووفقا للعوائد التي يتم الحصول عليها من الأصول النقدية والمالية والطبيعية والموارد البشرية، وكدالة لتفضيلات العناصر الاقتصادية وأذواقهم. ويمكن التعبير عن الدالة السابقة أيضا في صورة حقيقية على النحو التالي[2] :

$$\frac{M}{P} = \oint\left(R_b, R_S, \frac{d_p}{d_t}\frac{1}{P}, Y_P, H, U\right) \quad ....(1-12)$$

أي أن الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية يُعد دالة في الثروة الحقيقية. بعدها انتقل فريدمان إلى تحليل دالة العرض، ثم في مرحلة أخيرة تتحدد قيمة النقود في السوق النقدي عن طريق تقاطع دالتي العرض والطلب، وبالتالي يتحدد المستوى العام للأسعار.

وفي نظرة تقييميه إجمالية للنظرية الكمية في ثوبها الجديد، يجد الباحث أن تحليل فريدمان يمثل خليطا من أفكار كينز في تحليله للطلب على النقود في النظرية العامة، وتحليل هيكس في مقالته الشهيرة عام 1935 المعنونة بـ "اقتراح من اجل تبسيط نظرية النقود"، حيث أشار إلى أن هناك ثلاث مجموعات من العوامل يتوقف عليها الطلب على النقود هي التفضيلات الفردية للاحتفاظ بالنقود بالمقارنة مع الأشياء الأخرى، الثروة والتوقعات بشأن مستقبل الأسعار والمخاطر.

كما يمكن القول أيضا أن هذه النظرية المعاصرة، بالمقارنة مع صورتها التقليدية، أكثر عمقا وواقعية في تحليلها للعلاقة بين كمية النقود والأسعار، فهي تأخذ في اعتبارها تأثير التغير في الناتج أو الدخل الوطني الحقيقي، والتغير في الطلب على النقود، على مستويات الأسعار، وبالإضافة إلى الدراسة المتعمقة للعوامل التي تحدد الطلب على النقود، وكمفسر للقوى التضخمية في البلاد المتخلفة فهي – مع القيود التي تُرد على مدى صلاحيتها – تُعد أكثر واقعية في تفسير هذه القوى بالمقارنة مع نظرية الكمية التقليدية، وأيضا أكثر صلاحية في هذا المجال من النظرية الكينزية[3].

---

[1] R.S Ghorn , **Théorie monétaire,** (paris : dunod, 1975), p163.

[2] سهير محمود معتوق، مرجع سابق، ص 155.

[3] محمد عزت غزلان، مرجع سابق، ص 309.

المبحث الرابع : سياسات ووسائل مكافحة التضخم

يكاد يكون هناك إجماع بين الاقتصاديين على خطورة التضخم كحالة مرضية في الاقتصاد الوطني، يجعل هدف القضاء عليها أو على الأقل احتوائها والحد من تفاقمها من أولى أهداف السياسات الاقتصادية في البلاد التي تعاني منها، نظرا للأضرار الجسيمة التي يمكن أن يلحقها التضخم بالمجتمع من النواحي الاقتصادية، الاجتماعية والسياسية، وعادة تلجأ الحكومات في ذلك إلى استخدام وسائل السياسات النقدية والمالية للتقليل من حجم الطلب الكلي وجعله مساوٍ إلى مستوى العرض الكلي عند الاستخدام التام لعوامل الإنتاج.

المطلب الأول : السياسات النقدية

وتُعرَّف بأنها تلك السياسات ذات العلاقة بالنقود والجهاز المصرفي، التي تؤثر في عرض النقود لإيجاد التوسع أو الانكماش في حجم القوة الشرائية للمجتمع.

والسياسة النقدية المضادة للتضخم إنما تقوم على أساس تحقيق انكماش في الائتمان المصرفي، بحيث يلعب البنك المركزي الدور الأساسي في تطبيقها بواسطة مجموعة من الأدوات تُحدث أثرها على حجم الأرصدة النقدية لدى البنوك التجارية، ومن ثم التأثير على قدرة هذه الأخيرة على منح الائتمان وخلق الودائع. وفيما يلي بيان لأهم هذه الأدوات المختلفة مع محاولة تقييم مدى فاعلية وملائمة كل منها لتحقيق الغرض المطلوب.

1- سعر إعادة الخصم (أو سعر البنك) :

من الخدمات المصرفية التي تؤديها البنوك التجارية لعملائها القيام بخصم ما يقدمونه لها من أوراق تجارية، ومضمون هذه العملية قيام البنك التجاري بإعطاء العميل ما يُسمى بالقيمة الحالية للأوراق المخصومة، وهي عبارة عن القيمة الإسمية لهذه الأوراق التجارية مخصوما منها فائدة بمعدل معين يُسمى بمعدل الخصم (أو سعر الخصم)، بحيث أنه كلما زاد هذا المعدل كلما زادت تكلفة الخصم (والعكس صحيح)، بعدها تلجأ تلك البنوك بدورها إلى البنك المركزي لإعادة خصم ما لديها من أوراق تجارية (مخصومة)، وذلك بغرض الحصول على كل ما يلزمها من سيولة (في صورة أوراق نقدية قانونية) لازمة للقيام بأنشطتها المختلفة.

ومن هنا يمكننا تعريف سعر إعادة الخصم بأنه ذلك الثمن أو المقابل الذي يتقاضاه البنك المركزي مقابل إعادة خصم الأوراق التجارية، والأذون الحكومية للبنوك التجارية، وتحويلها إلى نقود قانونية في الحال، ويراعي البنك المركزي في تحديد هذا السعر أهداف السياسة النقدية المراد تحقيقها.

فقيام البنك المركزي برفع سعر إعادة الخصم سوف يترتب عليه قيام البنوك التجارية بدورها برفع سعر الخصم الذي تتقاضاه من عملائها (والعكس صحيح)، ومن هنا يمكن للبنك المركزي – عن طريق سياسة إتباعه لسياسة إعادة الخصم – التأثير في حجم النقود المتداولة وفي حجم الائتمان المصرفي الكلي وذلك عن طريق تأثيره في سعر الفائدة (ومن ثم في نفقة الاقتراض) وفي حجم الأرصدة النقدية لدى البنوك التجارية وذلك على النحو التالي :

أ- **التأثير في سعر الفائـــــــــدة** : في الظروف التي يسود فيها حالــة مــن التضــخم والتوســع الاقتصادي غير المرغوب فيه، إذ أراد البنك المركزي إتباع سياسة نقدية انكماشية فإنه سوف يلجأ إلى رفع سعر إعادة الخصم والذي يترتب عليه قيام البنوك التجارية برفع سعر الخصم الخاص بها (أي سعر الفائدة الذي تقرض بها عملائها). ومعنى ذلك أن رفع تكلفة القروض التي تحصــل عليهــا البنــوك التجارية من البنك المركزي قد أدى إلى رفع تكلفة القروض التي تقدمها تلك البنــوك إلى عملائهــا، وسوف يقلل ذلك بدوره من رغبتهم في إجراء هذا الخصم والاقتراض من البنوك التجارية، فينكمش حجم القروض ويقل حجم النقود المتداولة على مستوى الاقتصاد الوطني ككل، ويقل الطلب علــى السلع والخدمات حتى يتوازن مع المعروض المتاح منها، وتقل بالتالي حده الاتجاه التضخمي.

ب- **التأثير في حجم الأرصدة النقدية لدى البنوك التجارية** : يستطيع البنك المركزي عن طريق إتباعــه لسياسة سعر إعادة الخصم التأثير في حجم الائتمان، ومن ثم في حجم وسائل الدفع في الاقتصاد الوطني عن طريق التأثير في حجم الأرصدة النقدية المتاحة للبنوك التجارية.

فبرفع سعر إعادة الخصم يترتب إحجام البنوك التجارية عن خصم ما لديها من أصول في شــكل أوراق تجاريــة، فتنقص السيولة اللازمة لهذه البنوك بغرض خلق الائتمان، ويقل حجم نقود الودائع وعرض النقود بالتالي.

أما إذا أردنا تقييم فاعلية سياسة سعر إعادة الخصم فإنها تُعد من أقدم الوسائل التي يتبعها البنك المركزي في التــأثير على حجم الائتمان، وهذه السياسة في الواقع تتطلب شروطا معينة ينبغي توافرها حتى يمكن تطبيقها بنجاح، غــير أن هذه الشروط من الصعب توافرها دائما ومنها :

- وجود أسواق نقدية نامية للتعامل بالأوراق التجارية وأذون الخزانة وغيرها من أدوات الائتمــان قصــير الأجل، التي يقبل البنك المركزي إعادة خصمها أو الإقراض بضمانها، وهذا نادر خاصة في البلدان النامية.
- وجود ضرورة للبنوك التجارية في الحصول على كل ما يلزمها من أموال.
- تفترض هذه السياسة أن البنوك التجارية ترفع من أسعار الفائدة مع رفع سعر إعادة الخصم، لكن هذا غير وارد إذا كان لديها احتياطات نقدية عاطلة.
- تفترض هذه السياسة أخير حساسية الطلب على الائتمان بالنسبة لتكاليفه وهذا أمر مشكوك فيه.

إن الاعتبارات السابقة لا تعني عدم جدوى هذه الوسيلة من وسائل الرقابة على الائتمان المصرفي وعلــى عــرض النقود، ولكنها وسيلة ناقصة تحتاج إلى تكملتها بأساليب أخرى تزيد من فاعليتها.

2- عمليات السوق المفتوحة :

تُعد هذه الوسيلة من أهم الوسائل التي تتبعها البنوك المركزية في الدول الرأسمالية بغرض التأثير في حجم الاحتياطات النقدية للبنوك التجارية، ومن ثم في قدرتها على خلق الائتمان وخلق نقود الودائع، وتتمثل في دخول البنــك المركــزي السوق المالية بصفته بائعا أو مشتريا لبعض الأوراق المالية.

ومما يمكن البنك المركزي من القيام بهذه العملية ما يحتفظ به من أسهم وسندات في حافظتـــه، بحيـــث يســـتطيع أن يعرضها للبيع في السوق المالية، ومما له من سلطة إصدار أوراق البنكوت، مما يمكنه من تمويل عمليات شرائه للأســـهم والسندات. وتُحدِّث عمليات السوق المفتوحة أثرها على النقود الموجودة في التداول عن طريقتين :

أ- **التأثير في احتياطات البنوك التجارية** : في أوقات التضخم حيث يهدف البنك المركزي إلى تقليل عرض النقود المتاحة – عن طريق الحد من قدرة البنوك التجارية على منح الائتمان وذلك بتخفيض حجم الأرصدة النقديـــة المتاحة لديها- نجده يدخل سوق الأوراق المالية بائعا لبعض أو كل ما في حوزته من أوراق مالية حكومية، فإذا ما باع تلك الأوراق إلى الأفراد فسوف يحصل في هذه الحالة على أثمانها في صورة شيكات مســحوبة علـــى حساباتهم لدى البنوك التجارية، ويقوم البنك المركزي بخصم تلك الشيكات من الأرصدة الدائنة التي تحتفظ بها تلك البنوك لديه، بما يعنيه ذلك من تخفيض لحجم احتياطاتها النقدية بما يعادل قيمة الأوراق المالية المباعة، فتقل قدرتها على خلق الائتمان[1]، وينخفض عرض النقود بالتالي.

ب-**التأثير في أسعار الفائدة على السندات** : إن دخول البنك المركزي بائعا للسندات الحكومية في سوق الأوراق المالية غالبا ما يُصْطَّحَب بانخفاض في أسعارها السوقية، مما يعني ارتفاع أسعار الفائدة عليها (نظرا لثبات ما تغله من إيراد)، بما يعنيه ذلك من زيادة تكلفة الحصول على أيه قروض جديدة قد يرغـــب رجـــال الأعمـــال في الحصول عليها، مما يحد من الاستثمار.

لكن في واقع الأمر تعد سياسة السوق المفتوحة غير فعالة في الدول النامية، ذلك أنها تتطلب وجود أســـواق ماليـــة منظمة على درجة عالية من التقدم، وتعمل على نطاق واسع، بالإضافة إلى ذلك يجب تحقق الشرطين التاليين :

1- توفر الأوراق المالية سواء لدى البنك المركزي (لبيعها في حالة رغبته الحد من الائتمان)، أو في السوق ليشتريها البنك المركزي (في حالة رغبته زيادة قدرة المصارف على الإقراض بكميات كافية تمكن من التأثير المراد علـــى حجم الائتمان).

2- ألاَّ تقوم المصارف بسياسات تعرقل تحقيق هدف البنك المركزي عند قيامه ببيـــع أوراق ماليـــة في الســـوق المفتوحة، للحد من قدرة هذه المصارف على الإقراض، كأن تقوم بإعادة خصـــم الأوراق التجاريـــة القابلـــة للخصم لدى البنك المركزي، وأيضا تقديم سندات الخزينة للبنك المركزي لخصمها، فهـــذه السياســـة مـــن المصارف تمكنها من أن تعوض كليا أو جزئيا النقص الذي يحدث في احتياطاتها نتيجة لسحب الأفـــراد مـــن أرصدتهم لديها لشراء الأوراق المالية التي يطرحها البنك المركزي في السوق المفتوحة.

كذلك يعد نجاح هذه السياسة وفعاليتها محدودا أيضا في أوقات التضخم الجامح، حيث يعتمد هذا النجـــاح علـــى حجم ما في حوزة البنك المركزي من أوراق مالية حكومية[2]، علما بأن ما في حوزته من تلك الأوراق قد لا يكون من الضخامة بحيث يمكنه التأثير في أحوال السوق، وكذلك على مدى استعداده لتحمل الخسائر.

---

[1] وقد تضطر البنوك التجارية إلى استرداد بعض قروضها لكي يحافظ على المستوى المطلوب للسيولة.

[2] حيث ينبغي أن يحتفظ هذا البنك بمحفظة ضخمة من تلك الأوراق ذات الآجال المتفاوتة حتى يتمكن من مزاولة عمليات السوق في أوقات التضخم، وإن كان ليس ما يمنع من قيام الحكومة بإصدار سندات جديدة تضعها تحت تصرف البنك المركزي حتى يقوم ببيعها في مثل تلك الظروف.

يضاف إلى ذلك أنه في فترات التضخم لا يتأثر رجال الأعمال بارتفاع أسعار الفائدة حيث تمكنهم الأرباح المرتفعة في تلك الظروف والناتجة عن تضخم الأسعار من تحمل هذا الارتفاع دون أن يتأثر ميلهم للاستثمار.

ولذا ففي مثل تلك الظروف قد يكون من الأفضل أن يلجأ البنك المركزي إلى إتباع السياسة التي تقوم على رفع نسبة الاحتياطي القانوني بالإضافة إلى بيعه للأوراق المالية حتى تدعم كلا السياستين السابقتين، وتزيد من فاعليتهما.

3- سياسة تغيير نسبة الاحتياطي القانوني :

تلتزم البنوك التجارية بالاحتفاظ – بصفة إجبارية – بنسبة معينة من إجمالي ودائعها في شكل رصيد سائل لدى البنك المركزي، يطلق عليها اسم (نسبة الاحتياطي القانوني أو الإجباري)، ويترك للبنك المركزي حق تحديد هذه النسبة.

ففي حالات التضخم، حيث تهدف السياسة النقدية إلى الحد من الارتفاع في الأسعار، إذا لاحظ البنك المركزي أن حجم الائتمان الذي قامت البنوك التجارية قد تجاوز المستوى المرغوب فيه، فسوف يلجأ في هذه الحالة إلى رفع نسبة الاحتياطي القانوني، ويترتب على ذلك تقليل سيولة هذه البنوك عن طريق تجميد جزء من احتياطاتها النقدية، مما يترتب عليه التقليل من قدرتها على التوسع في عمليات الإقراض وخلق ودائع جديدة، إذ قد تجد البنوك التجارية أنها مضطرة إلى التوقف عن منح الائتمان لفترة من الزمن حتى يمكنها رفع رصيدها لدى البنك المركزي على المستوى الذي تقتضيه نسبة الاحتياطي الجديدة المقررة، وقد لا يقتصر الأمر على هذا فقط، بل قد تضطر هذه البنوك إلى استرداد بعض قروضها مما يترتب عليه تخفيض حجم الائتمان القائم، وربما وصل بها الأمر إلى التصرف في بعض الأوراق المالية أو التجارية التي تحتفظ بها إذا كانت الزيادة في نسبة الاحتياطي كبيرة، أو إذا كانت المهلة المعطاة لها بشأن الوفاء بهذه النسبة الجديدة قصيرة، ويترتب على هذا كله انخفاض حجم وسائل الدفع في المجتمع، فينكمش حجم المعاملات ويقل الطلب الكلي مما يؤدي إلى انخفاض الأسعار والتقليل من حدة الموجة التضخمية.

وإذا حاولنا الآن تقدير مدى فعالية هذه السياسة في تحقيق الغرض المقصود، فسوف نلاحظ أن هذه السياسة قد لا تكون في حد ذاتها كافية وإنما ينبغي أن تُكَمِّل سياسات أخرى، وذلك لأن البنوك التجارية تسعى دائما للتقليل من تأثير البنك المركزي في هذا المجال، عن طريق التجائها للإحتفاظ بنوع من الأصول الحقيقية التي يمكن تحويلها بسهولة إلى أصول نقدية، بحيث تقوم بتقديمها للبنك المركزي لخصمها، والحصول على السيولة المطلوبة، والتي تمثل تعويض لها عن أرصدتها المجمدة.

ورغم ما يؤخذ على هذه السياسة من تحفظات إلا أنها تمثل أفضل وسائل البنك المركزي في الرقابة على الائتمان وأقوى أسلحته النقدية في وقتنا الحالي، خاصة في البلاد الحديثة العهد بالنظم المصرفية، ويعد تطبيقها أقل تكلفة من سياسة تغير سعر إعادة الخصم وعمليات السوق المفتوحة، حيث لا تحتاج في ذلك إلى وجود أسواق مالية ونقدية نامية، أو المخاطرة في أسواق بدائية ضعيفة، يُضاف إلى ذلك أن ودائع احتياطي البنوك التجارية لدى البنك المركزي توفِّر له موردا هاما يمكن توظيف جانب منه في استثمارات متوسطة أو طويلة الأجل نسبيا.

4- السياسات المباشرة للرقابة على الائتمان المصرفي :

إلى جانب الوسائل الكمية السالفة الذكر، يلجأ البنك المركزي إلى أدوات أخرى مباشرة لرقابة على عرض الائتمان المصرفي، حيث يتدخل بصورة أكثر فاعلية وصراحة في إعطاء التأثير المطلوب على اتجاهات وحجم الائتمان، وتتمثل هذه الأدوات فيما يلي :

4-1 أسلوب الإقناع الأدبي والمعنوي :

ويرتكز على ما يتمتع به البنك المركزي من سلطان على البنوك التجارية – نتيجة للمكانة التي يحتلها بالنسبة للجهاز المصرفي ككل- يُمَّكنه من إقناع تلك البنوك بإتباع سياسات تتفق مع ما يرمي إلى تحقيقه من أهداف، ويتخذ هذا الأسلوب صورة ما يدليه البنك المركزي من تصريحات وما يقوم بتوجيهه من نصائح، اقتراحات، نداءات وتحذيرات إلى البنوك التجارية بالإضافة إلى ما يعقده من اجتماعات مع مديري المؤسسات المالية بغرض تبادل الرأي في الشؤون المتعلقة بالنقد والائتمان.

وما يؤخذ على هذا الأسلوب هو أنه محدود الفاعلية والفائدة في البلاد حديثة العهد بالبنوك المركزية، مما يُضطَّر إلى إتباع الأسلوب التالي وهو الأوامر والتعليمات المُلزِمة.

4-2 سياسة التعليمات والأوامر المباشرة الملزمة :

ويختلف هذا الأسلوب عن سابقه من حيث أن الأوامر في هذه الحالة تعد مُلزِمة وصارمة وليست اختيارية، حيث يترتب على تجاهل البنك التجاري لها وعدم التزامه بها تعرضه لعقوبات معينة، لذلك تعتبر هذه السياسة أكثر فاعلية ونجاعة، وفي هذا الإطار يعطي القانونُ البنكَ المركزي الحَّقَ في إجبار البنوك والمؤسسات المالية على تحديد مقدار القروض أو استخدام جزء من احتياطاتها وأصولها في شراء السندات الحكومية أو إقراضها للمشاريع الاستثمارية الطويلة الأجل أو ....إلخ.

إضافة إلى كل هذه الأدوات السابقة الذكر، التي تتجه أساسا نحو التأثير على حجم الائتمان توجد أدوات رقابة أخرى نوعية تستهدف التأثير على أوجه استخدام الائتمان، ومن ثم على نمط الاستثمار والإنتاج في الاقتصاد الوطني، وتمتاز بأنها تجد قبولا من جانب البنوك التجارية أكثر مما تجده الرقابة الكمية، ولكنها تتطلب قدرا كبيرا من المتابعة.

رغم كل هذا إلا أن هناك صعوبات تعتري استخدام وسائل السياسة النقدية نذكر منها[1] :

1. إذا قامت الحكومة بتقليص حجم الكتلة النقدية قبل بلوغ الاقتصاد مستوى الاستخدام التام، فإن ذلك سيؤدي إلى ارتفاع سعر الفائدة، ثم انخفاض حجم الطلب الاستثماري وانخفاض مستوى الدخل، وما يترتب عليه من انخفاض في الطلب الكلي، ويترتب على هذه الحالة أن انخفاض حجم الإنتاج لا يُؤدي إلى تخفيض المستوى العام للأسعار، وفي هذا سيتحمل المجتمع تكلفة كبيرة تتمثل في عدم تخفيض معدلات البطالة من أجل الحفاظ على استقرار مستوى الأسعار.
2. إن ارتفاع أسعار الأوراق المالية (السندات) نتيجة ارتفاع أسعار الفائدة سيعرِّض أصحابها إلى الخسارة.

[1] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص 233.

المطلب الثاني : السياسة المالية

ويقصد بالسياسة المالية سياسة الحكومة في تحديد المصادر المختلفة للإيرادات العامة للدولة، وتحديد الأهمية النسبية لكل من هذه المصادر، هذا من جهة، ومن جهة أخرى تحديد الكيفية التي تستخدم بها هذه الإيرادات لتمويل الإنفاق الحكومي (الإنفاق العام) بحيث تحقق الأهداف الاقتصادية والاجتماعية للدولة[1].

وترتكز السياسة المالية في تحليلها للتضخم على فرضية أن ارتفاع الأسعار مرده إلى زيادة الطلب الكلي على العرض الكلي، وبالتالي فهي تعمل على تخفيض هذا الطلب بالتأثير على الاستهلاك الخاص، الاستثمار، المصاريف العامة والصادرات، وأهم أدوات أو وسائل السياسة المالية هي :

1- الرقابة الضريبية :

تعد الرقابة الضريبية الأداة الأكثر فاعلية في ضبط حركات التضخم والانكماش، ففي قصور الإنفاق الخاص تقتضي هذه السياسة زيادة الإنفاق العام، بخفض معدلات الضريبة سواء على أرباح لرفع معدلات الإنفاق الاستثماري، أو على الاستهلاك لرفع معدلات الإنفاق الاستهلاكي، وأما بالنسبة للإنفاق الخاص فيقتضي سحب جزء من القوة الشرائية وذلك برفع معدلات الضريبة التصاعدية على الدخل، وبالتالي التخفيض من حجم الطلب الكلي مما يدفع بالأسعار نحو الانخفاض[2].

وتتحدد السياسة الضريبية للحكومة بما يتفق وأهداف السياسة الاقتصادية العامة التي تعكس إستراتيجية الحكومة أو فلسفتها الاقتصادية والاجتماعية، وتعتبر الجداول المختلفة لضريبة الدخل من الأدوات الهامة التي يمكن أن تلعب دورا مميزا في إعادة توزيع الدخل الوطني الحقيقي، كما أن هيكل الضرائب الجمركية يمكن أن يؤثر بدرجة كبيرة على حجم وهيكل الواردات، بالإضافة إلى اعتبارها أداة هامة لحماية المنتجات المحلية والصناعة الوطنية الناشئة.

2- الرقابة على الإنفاق العام :

تُباشِر سياسة الميزانية تأثيرها في الرقابة على التضخم والانكماش من خلال الإنفاق الحكومي، سواء الاستهلاكي أو الاستثماري، برفع معدلاته أو تخفيضها حسب الأحوال الاقتصادية السائدة.

ونعني بالإنفاق العام في هذا الإطار، الإنفاق المباشر (والذي يختلف على الإنفاق غير المباشر)، بحيث تتكرس هذه السياسة في إحداث فائض أو عجز في الميزانية، للتحكم في الموجات التضخمية أو الانكماشية، على أنه يجب أن يُؤخد بعين الاعتبار الأوضاع الخاصة لحركات النشاط الاقتصادي في البلدان النامية، من حيث ممارسة الحكومة لسياساتها الانفاقية، وكذلك ما يحكمها من ضغوط واتجاهات.

ففي حالة التضخم يجب التقليل من الإنفاق الحكومي باستحداث فائض في الميزانية، يتوقّف على حجم الفجوة التضخمية المراد القضاء عليها، أو بالتأثير على حجم الإنفاق الاستهلاكي والاستثماري، وبما أن كبح الاستثمار يعني تخفيض الإنتاج والزيادة في مشكل البطالة، يبقى الاستهلاك الخاص هو محور عمل السياسة المالية لسهولة التأثير فيه

[1] إسماعيل عبد الرحمن، حربي محمد موسى عريقات، مرجع سابق، ص 158.
[2] بوشاشي بوعلام، مرجع سابق، ص 243.

وتسييره بسهولة، بحيث تقوم الحكومة بوقف الزيادة في الأجور، ورفع معدلات الضرائب المباشرة وغير المباشرة، رفع قيمة الاشتراكات الاجتماعية ويقابله خفض في الإعانات الاجتماعية وقروض الاستهلاك.

كما تستطيع الدولة الاقتراض من الجمهور بهدف امتصاص الفائض من مداخيل الأفراد وتقليل إنفاقهم في سوق السلع، ويُفترَض أنها لا تقوم بإنفاق هذه القروض في مشاريعها المختلفة، إذ ليس الهدف هو إحلال الدولة مكان القطاع الخاص في الإنفاق، إنما هو الحد ما أمكن من الإنفاق سواء من قبل الحكومة أو الأفراد[1].

وقد يعترض البعض على هذا المبدأ لكون الدولة تتحمل دفع نفقات الدين العام على شكل فائدة يحصل عليها الجمهور من قُروضِهم، في حين تحتفظ الدولة بهذه القروض على شكل عاطل في خزينتها، مما يقودها إلى تحمل الخسارة؛ إلا أن التضخم وما يلحقه من آثار سلبية تفوق كثيرا مجرد دفع الفائدة على أصل سائل لا يدر دخلا، أضف إلى هذا أن الحكومة لكي تدفع الفوائد المترتبة على القرض العام ستضطر إلى رفع معدلات الضرائب، وهو إجراء يتفق وسياستها العامة في مكافحة التضخم.

كما يمكن التأثير على التضخم من خلال مراقبة الأسعار من قبل الحكومة من خلال التدخل المباشر في تثبيتها، ومحاولة ربطها بالأجور من أجل المحافظة على القوة الشرائية للطبقة العاملة[2]. كما يمكن في هذا الإطار استخدام أسلوب البطاقات التموينية في توزيع السلع النادرة، كما فعل العراق بعد فرض الحصار عليه أواخر القرن الماضي.

كذلك إن إنتاج بعض السلع الضرورية على حساب السلع الكمالية هو إجراء مضاد للتضخم، ويساعد على إبقاء الأسعار بعيدة على الارتفاع بسرعة، وأيضا تخفيض القيود على الواردات يساعد في زيادة عرض السلع الأساسية وتخفيض الضغوط التضخمية، ومن الإجراءات التي تساعد على علاج التضخم رفع الإنتاجية بشكل عام، وزيادة حجم الادخار الوطني.

رغم كل هذا إلا أن للسياسة المالية مشكلتين أساسيتين :

- فهي تفتقر إلى المرونة في التعامل مع الأوضاع الاقتصادية، وكذا سرعة تأقلم الأفراد معها ومدى تقبلهم لها.
- وفي أنها ذات فترات محدودة للتطبيق، وتتفاوت نجاعتُها من وضعية اقتصادية إلى أخرى، لذلك يرى الاقتصاديين ضرورة استخدام وسائل السياسة المالية جنبا إلى جنب مع وسائل السياسة النقدية لمعالجة التضخم.

---

[1] مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص 234.

[2] بن عربة بوعلام، " التضخم في النظرية الاقتصادية حالة الاقتصاد الجزائري في الفترة ما بين (1967-1992) "، مذكرة ماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية والتسيير، 1995، ص135.

المبحث الخامس: تحليل العلاقة بين التضخم والبطالة

إن البطالة هي من بين أهم المظاهر التي تبين الخلل في البناء الاقتصادي، وتختلف أنواعها باختلاف طبيعة النظر إليها، فنجد من بين ذلك البطالة الدورية التي تعتبر، حسب جمعية الأمم المتحدة، نتيجة من نتائج فشل الطلب الاقتصادي بسبب تغيرات في مستويات النشاط خلال فترة معينة، أما البطالة الاحتكاكية، فهي بطالة تحدث بسبب الحراك المهني، وتنشأ نتيجة نقص المعلومات لدى الباحثين عن العمل، أو لدى أصحاب الأعمال الذين تتوافر لديهم فرص العمل، فهذا النوع من البطالة يعبر عجز الطلب الكلي للعمل على الاستفادة من العرض المتاح، ونجد كذلك البطالة الهيكلية (الفنية) التي تحدث نتيجة عدة أسباب منها التغير في هيكل الطلب على المنتجات، فيترتب عليه تغير في هيكل العمالة المستخدمة أو انتقال الصناعة من مكان إلى آخر حيث لا يستجيب بعض العمال لهذا الانتقال..إلخ. كما نجد البطالة الموسمية أو العرضية التي تحدث خلال موسم معين أو بعد انتهاء عمل عرضي معين[1].

إن من بين أهم النتائج التي تمخضت عن التحليل الكينزي لما بعد الحرب العالمية الثانية هو التركيز على التحليل الاقتصادي والسياسات الاقتصادية الكلية، ونظرا إلى أن قيام النظرية العامة لكينز انطلقت من حالة الكساد والبطالة الحادة للفترة (1929-1933)، فإن معظم التحاليل لفترة ما قبل السبعينات من القرن الماضي ركَّزت على قضية البطالة والتشغيل. بينما حدث، في ظل مخططات مارشال لإعادة إعمار أوربا الغربية، أن ظهرت بوادر تضخم زاحف مع تراجع ملحوظ في معدلات البطالة[2]، وكانت وجهة نظر الكنزيين المحدثين، فيما يتعلق بالعلاقة بين التضخم والبطالة والناتج تنبع من النظرية العامة الخاصة بتحديد الأسعار والناتج، أين تكون الأجور النقدية وعرض العمل تتوقف على الأجور الحقيقية المتوقعة، حيث أن سياسة التوسع في الطلب الكلي قد تكون سياسة نقدية توسعية (زيادة الأرصدة النقدية) أو سياسة مالية توسعية (زيادة الإنفاق الحكومي)، وسيترتب عن أي من الحالتين سلسلة من التحركات في منحنى الطلب الكلي متسببا في زيادة الناتج، التشغيل، الأسعار، مستوى الأجور النقدية، وانخفاض في معدلات البطالة[3]. بيد أن في الوقت الذي ينطلق فيه النموذج الكلاسيكي للاقتصاد الكلي من فكرة أن الاقتصاد الوطني يكون دائما عند مستوى التشغيل الكامل، وأن أي بطالة تظهر يكون مصدرها احتكاكي، أين تنعدم أية علاقة بين سوق العمل وتصرف الأجور (تتحدد الأجور بواسطة الإنتاجية وأثر النقود على الأسعار وليس البطالة)، نلاحظ في الجهة المعاكسة لهذه الفكرة حقيقتان حول سوق العمل واللتان يجب ربطهما بنموذج الاقتصاد الكلي الحقيقي.

- أولا: يتذبذب معدل البطالة بمستويات بعيدة كثيرا عن تلك المحددة في مفهوم البطالة الاحتكاكية، ومنه لا تكون سوق العمل دائما في توازن عند مستوى التشغيل الكامل.
- ثانيا: توجد علاقة نظامية ما بين معدل تغير كل من الأجور والبطالة.

ومن هنا تجدر الإشارة إلى ظهور ما يسمى بمنحنى فيلبس (Phillips) الذي ساعد على ترسيخ الإيمان بصحة الأطروحات الكينزية وفعاليتها في مواجهة التضخم والبطالة خلال فترة ما بعد الحرب العالمية وما قبل الصدمة البترول

---

[1] خالد الزواوي، **البطالة في الوطن العربي : المشكلة والحل** (القاهرة : مجموعة النيل العربية، 2004)، ص ص 19-20.

[2] رمزي زكي، « الاقتصاد السياسي للبطالة: تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة » في **سلسلة عالم المعرفة**، رقم 226/ الكويت، 1998، ص399.

[3] سامي خليل، **نظرية الاقتصاد الكلي** (الكويت : الكتاب الثاني، 1994)، ص845.

الأولى سنة 1974. حيث ساد الاعتقاد في ذلك الوقت بأن البطالة هي الثمن الذي يدفعه المجتمع من أجل تحقيق التشغيل الكامل. ومنه كان البحث دائما عن السياسة الاقتصادية التي تحقق التوفيقة المثلى بين معدل البطالة المقبول ومعدل التضخم المعتدل. وعليه يتعين علينا أن نتناول هذا المنحنى بالدراسة والتحليل مع طرح الآراء الاقتصادية التي تدور حوله قبل إثبات فشله في تحليل ظاهرة الركود التضخمي التي حدثت من منتصف السبعينات إلى منتصف الثمانينات من القرن الماضي.

المطلب الأول : منحنى فليبس

يتناول منحنى فيلبس أثر التغيرات في الدورة الاقتصادية وما يتبعه من تقلبات في مستوى الإنتاج الحقيقي ومستوى الاستخدام. وقد كانت تعتبر فكرة المفاضلة بين التضخم والبطالة المكونة الأساسية للمعتقدات النقدية عند المفكرين الكلاسيك أمثال David Hume سنة. لكن أول من تطرق لهذه العلاقة بشكل واضح كان المفكر النيوكلاسيكي Irving Fischer سنة 1926، وذلك بالرغم من أنه كان يرى هذه السببية تمر من التضخم إلى البطالة عوضا عن العكس، ثم كانت هناك عدة محاولات من طرف Timbergen سنة 1936 وKlein سنة 1955، وتم رسم هذه العلاقة في الأخير، في شكل انتشاري وبياني بواسطة كل من Brown سنة 1955، وsultan سنة 1957، وبالرغم من كل هذه الجهود المتطورة والمتلاحقة، إلا أنه لم يظهر هذا التحليل ويُعتَمد عليه إلا بعد محاولة الاقتصادي الأسترالي A.W.Phillips من معهد لندن للاقتصاد سنة 1958. حيث قام بتوفيق إحصائي لبيانات سنوية على المعدلات المئوية لتغير الأجور النقدية(W)، ومعدل البطالة (U) بإنجلترا خلال الفترة (1861-1957)، ثم نشر هذه الدراسة الميدانية لتصرف الأجور بمجلة Economica سنة 1958[1]. وبناءا على هذه البيانات لاحظ فليبس أن هناك علاقة إحصائية سالبة لفترة طويلة ما بين تضخم الأجور ومعدل البطالة، وبالفعل لما كان العمل متوفرا خلال تلك الفترة، والبطالة منخفضة كان هناك اتجاه للارتفاع في الأجور النقدية. وبالعكس، ارتفعت الأجور النقدية ببطء لما كانت البطالة مرتفعة.

واستخلص فيلبس من دراسته هذه أن معدل التغير في الأجور النقدية يرتبط عكسيا، بشكل غير خطي، مع النسبة المئوية لمعدل البطالة.

1- شكل وتفسير منحنى فيلبس :

يعتمد التفسير الأساسي لمنحنى فيلبس على تحليل سوق العمل، فإذا كانت الفكرة المعتقدة هي مرونة الأسعار والأجور، يكون فائض عرض العمل أداة ضغط لقبول العمل بنمو منخفض في أجورهم النقدية. أما إذا حدث العكس وكان هناك فائض طلب في سوق العمل،تكون المؤسسات مجبرة على دفع أجور مرتفعة، ويعبر عن ذلك بالمعادلة التالية:

$$W_t = a + bU_t^{-1} \quad .... (1-13)$$

حيث أن U،W هما معدل تغير الأجور والبطالة على الترتيب.

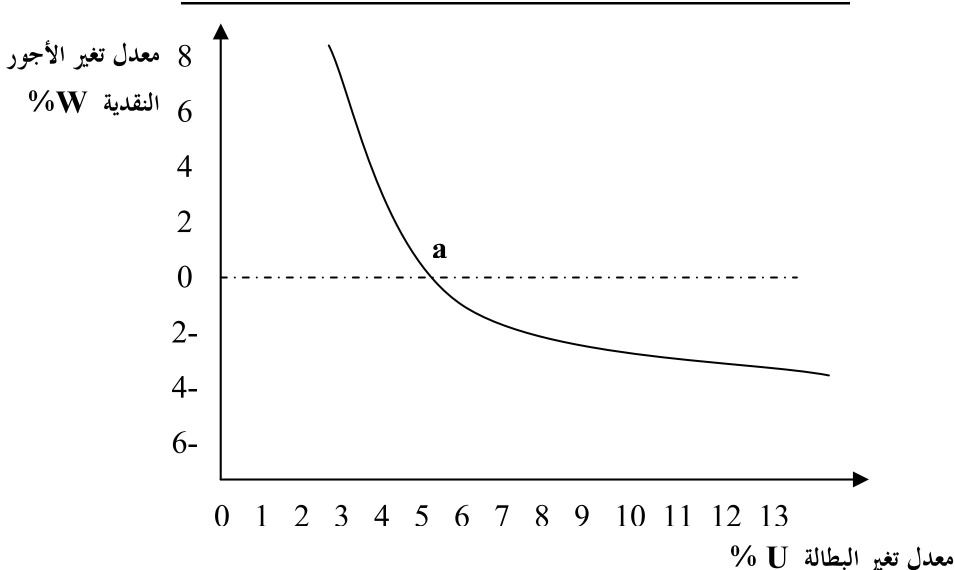
---

[1] كانت هذه الدراسة تحت عنوان :

"The relation between Unemployment and the Rate of change of money wage , In the U.K".

وبالنظر إلى هذه المعادلة ندرك أن هناك عدة عوامل أخرى، غير متغير البطالة، تؤثر على نمو الأجر تم إهمالها في بداية الدراسة، وقد وضح ذلك من خلال منحنى سمي منحنى فيلبس كما هو موضح في الشكل التالي.





المصدر : رمزي زكي، مرجع سابق، ص 204.

إن هذا المنحنى يبين تجاوبا في الأجور النقدية لفائض الطلب على العمل، فكلما كان هذا الفائض مرتفعا كلما كانت الزيادة في الأجور سريعة. وما دام أن معدل تغير الأجر كان يتحرك مباشرة مع فائض الطلب الذي يتطور بدوره عكسيا، مع معدل البطالة، فإن تضخم الأجر يرتفع مع تقلص البطالة وينخفض مع زيادة البطالة، كما يوضحه الميل السالب للمنحنى أعلاه. بالإضافة إلى ذلك، فإنه نظرا للاحتكاك الاضطراري في سوق العمل، ينتج أن بعض البطالة الاحتكاكية سوف تكون موجودة حتى في ظل توازن السوق كما هو موضح في النقطة (a)، التي تمثل تبعا إلى فيلبس النقطة التي يعود إليها الاقتصاد إذا توقفت السلطات عن دعم الاختلال في سوق العمل عن طريق تثبيت فائض الطلب على العمل[1]. ثم مادام أن الزيادات في فائض الطلب سوف تؤدي إلى تناقص عوائد الحدية في تخفيض البطالة ينتج أن المنحنى يجب أن يكون مائلا للأسفل.

2- تحليل ليبسي لمنحنى فيلبس (1960)[2] :

قدم الكندي ليبسي Lipsey تحليلا نظريا لمنحى فيلبس وقال أنه عند افتراض معدل تغير ثابت في إنتاجية العمل مع عدم حصول تقلبات مهمة في أسعار الاستيراد، يصبح الارتفاع في الأجور النقدية بسرعة أكبر كلما، كان فائض الطلب في سوق العمل أكبر، معبرا عنه بالتالي :

$$\frac{W'}{W} = f\left(\frac{L^D - L^S}{L^S}\right) \quad ....(1-14)$$

حيث : W'/W عبارة عن معدل التغير في الأجر النقدي، L^D : الطلب على العمل، L^S : عرض العمل.

[1] Adaa, Jacques « Désinflation et emploi : le retour de la courbe de Phillips» **Problèmes économiques**, N°2432, 19 Juillet 1995, P11.

[2] ضياء مجيد الموسوي، مرجع سابق، ص237.

ويتكون الطلب على العمل من العمال المستخدمين E، زائد فراغات العمل V، أما عرض العمل يساوي العمال المستخدمين زائدا العاطلين على العمل U، ومن ثم نحصل على :

$$\frac{W'}{W} = f\left(\frac{V-U}{E+U}\right)$$

وطالما أن فراغات العمل تتغير عكسيا مع معدل البطالة، وقد تحقق هذا فعلا بشكل مستمر حتى منتصف عقد الستينات، لذلك يمكن استخدام البطالة نفسها كمؤشر على فائض الطلب في سوق العمل، ومن ثم نصل إلى العلاقة الدالية عند Lipsey :

$$\frac{W'}{W} = f(U)\left(\frac{d(W'/W)}{dU} < 0\right) \quad ....(1-15)$$

هذه المعادلة الأخيرة تشير فقط إلى آلية التعديل، إذ لا تبين إن كانت حالة عدم التوازن التي أطلقت التغير في الأجور النقدية قد نجمت عن عوامل من جانب الطلب أو جانب العرض، أو من كلاهما معا في سوق العمل.

3- النظرة الجديدة لمنحنى فيلبس من طرف سامولسون وسولو :

انطلاقا من التحليل السابق، قام كل من بول سامولسون Paul A.Samuelson وروبرت سولو R.M.Solow باكتشاف وجود علاقة عكسية بين البطالة والتضخم. بأنه عندما يكون الطلب الكلي في الاقتصاد في حالة زيادة بمعدل كبير فإن المؤسسات ستعمل على زيادة إنتاجها مما يزيد من الطلب على الأيدي العاملة ودفع أجور عالية لهم، ونتيجة لذلك فإن تكاليف الإنتاج سترتفع بفعل زيادة الأجور، وهذا بدوره سينعكس على تضخم الأسعار، وهكذا تكون معدلات البطالة قد انخفضت بينما ارتفعت معدلات التضخم.

لقد تلقت هذه العلاقة الأخيرة قبولا سريعا لدى الاقتصاديين ومتخذي القرارات، وأصبحت معروفة على نطاق واسع باسم منحنى فيلبس، ويعود هذا الانتشار لعدة أسباب منها :

- ❖ سيادة التحليل الكينزي في تلك الفترة.
- ❖ الاستقرار المؤقت الملاحظ في العلاقة بين معدل تغير الأجور ومعدل البطالة، حيث أن نفس المنحنى المقدر للفترة (1861-1913) انطبق على بيانات الفترة (1948-1957) لما بعد الحرب العالمية الثانية وبنفس الجودة والتوفيق.
- ❖ قدرته على أن يضم تفسيرات مختلف المدارس لطبيعة وأسباب المسار التضخمي، حيث يستطيع أنصار نظرية تضخم جذب الطلب الاعتقاد بأن فائض الطلب المحفِّز للتضخم يتحدد من سياسات الطلب الكلي التوسعية، بينما يمكن أن يدّعي أنصار نظرية تضخم دفع التكلفة بأنه ينتج على القوة الاحتكارية للاتحادات النقابية والصدمات الحقيقية التي تحدث في سوق عرض العمل.
- ❖ يقترح عرضا مقنعا لفشل مختلف المدارس في الوصول إلى مستوى التشغيل الكامل دون زحف معدل التضخم، حيث استحال على متخذي السياسة تحقيق تشغيل عال واستقرار في الأسعار. ومنه كانت أحسن طريقة يمكن التطلع إليها وهي إما بطالة منخفضة أو استقرار الأسعار، لكن ليس الاثنين معا.

بيد أنه علينا المقارنة بين الآثار المتولدة عن خفض معدل البطالة وتلك المترتبة عن رفع معدل التضخم. ونلاحظ، في نفس الوقت أنه على الرغم من التأييد الكبير الذي يوفره منحنى فيلبس لنموذج الفجوة التضخمية، إلا أن مضمون التحليل في النظرية العامة لكينز لم يتطرق لفكرة التناوب بين البطالة والتضخم، كما أن فائض الطلب في سوق العمل ليس هو المحدد الوحيد لتغير الأجور النقدية، بل هناك عدة متغيرات تكون مسؤولة بنسبة معقولة عن تفسير التغيرات التي تحدث في الأجور مثل التغير في الأسعار، في الأرباح، في الإنتاجية، وفي متغيرات أخرى. كما أن المنحنى لم يكن مستقرا كما اعتقد فيلبس وليبسي، وإنما كان يجنح للانتقال بسبب عدة متغيرات كانت مهملة في المراحل الأولى من التحليل، لكن سرعة الإيمان به والاندفاع القوي من طرف مجموعة كبيرة من الاقتصاديين ومسؤولي السياسة الاقتصادية جعلهم يتجاهلون أهمية ودور هذه المتغيرات في التحليل.

ويمكن الانتقال من العلاقة بين معدل التغير في الأجور النقدية ومعدل البطالة إلى العلاقة بين معدل التغير في مستوى السعر وحجم البطالة، وذلك من خلال التغيرات الطويلة الأمد في إنتاجية العمل، فإذا كانت الزيادة في معدل الأجر النقدي مساوية للزيادة في معدل إنتاجية العمل، ففي هذه الحالة لا يتغير معدل تكلفة العمل لإنتاج السلع. ومن ثم إذا تحددت أسعار السلع بتكاليف إنتاجها، إلى حد ما، فإن الأسعار لا تتغير، طالما أن معدل التغير في الأجور النقدية يساوي معدل التغير في إنتاجية العمل.

وقد تم التوصل إلى هذا التحول بفرض أن الأسعار تحدد عن طريق تطبيق هامش ثابت لتكلفة وحدة العمل، وبالتالي تتحرك بخطوة مع الأجور، فإذا كانت W هي معدل التغير في الأجور النقدية التابعة لتغيرات معدل البطالة، على النحو:

$$W = f(U) = -\varepsilon(U - U^*) \quad ....(1-16)$$

حيث ε تقيس درجة تجاوب تغير الأجور للبطالة، بينما تشير U و U^* إلى معدل البطالة الفعلي والطبيعي أو الاحتكاكي على الترتيب. وتستلزم هذه المعادلة، بأن الأجور سوف تنخفض لما يفوق مستوى البطالة معدله الطبيعي وترتفع لما يحدث العكس، وذلك في ظل فرضية التعديل البطيء للأجور والأسعار كنتيجة لتغيرات الطلب الكلي، وبناءا على هذه الفرضية نقول إذا حدثت زيادة أو توسع في إحدى مكونات الطلب الكلي، يؤدي ذلك إلى زيادة الأجور والأسعار، ولكن لكي ترتفع الأجور من خلال منحنى فليبس، يجب أن ينخفض معدل البطالة. ويمكن توضيح ذلك من خلال إعادة صياغة المعادلة السابقة على الشكل :

$$\frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} = -\varepsilon(U_t - U^*)$$

$$W_t = W_{t-1} \,.\, [1 - \varepsilon(U_t - U^*)]$$

$$W_t = W_{t-1} \,.\, [1 - f(U_t)] \qquad ....(1-17)$$

ومنه نقول أن الأجور تتحرك ببطء عبر الزمن، عوضا عن تحركها المباشر والمرن لتضمن مستوى التشغيل الكامل عند كل نقطة من الزمن، وإذا كان السعر الذي تقبل أو ترغب فيه المؤسسة المنتجة هو ذلك المستوى الذي يضمن تغطية تكاليف الإنتاج مع هامش ثابت، من الأرباح في ظل المنافسة التامة، فإنه يمكننا صياغة سعر مرجعي لكل المؤسسات على الشكل :

$$P_t = \frac{(1+Z).W_t}{a} \quad ....(1-18)$$

حيث أن W/a هي تكلفة وحدة العمل، وبالتعويض عن W_t من المعادلة (1-17) في (1-18) نحصل على :

$$P_t = P_{t-1} . \left[1 - f\left(U_t\right)\right] \qquad ....(1-19)$$

وفقا لهذه المعادلة تستطيع الدولة تحديد كمية البطالة التي سوف تُفاضَل مع معدل تضخم منشود ومعطى، ويمكن كذلك قياس أثر السياسات المتخذة للحصول على منحنى فليبس أكثر ملائمة، وذلك من خلال إعادة صياغة المعادلة (1-19) على النحو :

$$\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = -\varepsilon\left(U_t - U^*\right) = -f\left(U_t\right)$$

$$\pi_t = -f\left(U_t\right) = -\varepsilon\left(U_t - U^*\right) \qquad ....(1-20)$$

4- الانتقادات الموجهة لمنحنى فليبس :

وعلى الرغم من الشعبية التي تمتع بها منحنى فليبس خلال الفترة (1959–1969) باعتباره أداة مهمة في التحليل الاقتصادي الكلي، وفي رسم السياسات الاقتصادية للدول الرأسمالية في تلك الحقبة من الزمن، إلا انه قد تعرض لعدة اهتزازات منذ نهاية العقد الأول لظهوره على الساحة الاقتصادية. حيث أن العلاقة العكسية بين البطالة والتضخم التي كان يشير إليها قد تعرضت لانتقادات لاذعة من طرف أنصار المدرسة النقدية وعلى رأسهم ميلتون فريدمان. وكان لفشل السياسة النقدية والمالية في حل عقدة التوفيقة " البطالة ، التضخم" أن شجعت بعض الاقتصاديين أمثال فريدمان وفالبس منذ منتصف عقد الستينات على الاقتراح بقوة الاعتماد على سياسات الدخول للعلاقة (أجر– سعر)، أو على السياسات الهيكلية للعلاقة (عمل –سوق). ومنه دُعِّمت معادلة المفاضلة بين البطالة والتضخم بمتغيرات إضافية لتأخذ تحركات منحنى فيلبس بالحسبان، حيث تم إدخال متغيرات تشير إلى الإنتاجية، الأرباح الاحتكارية، أثار الاتحادات النقابية، تشتت البطالة وما شابهها على النحو التالي :

$$\pi_t = -\varepsilon\left(U_t - U^*\right) + R_t \quad ....(1-21)$$

إلا أن المشكلة هنا أن أغلب متغيرات الموجه R_t موجودة ضمنيا في المحددات الأساسية للطلب على العمل وعرض العمل، أي في $\left(U_t - U^*\right)$، ومن بين أيضا الانتقادات المباشرة والحادة هي تلك التي تتعلق بعدم تعرضه لأثر التوقعات التضخمية بسبب عدم استقراره تحت ظروف تغير هذه الأخيرة، حيث يرى فريدمان أن البناء الأساسي لهذا النموذج كان خاطئا وذلك لعدم اعتماده على نسبة التغير في معدل الأجور النقدية مطروحا منها تغير الأسعار المتوقعة.

ونتيجة لهذه الانتقادات، تركت معادلة منحنى فيلبس الأولى (1-13) مكانها لفكرة المعادلة المدعمة بالتوقعات التضخمية من خلال إعادة تخفيض متغير فائض الطلب[1]، حيث أُعيد تعريفه على أنه الاختلاف أو الفجوة بين معدل البطالة الطبيعي والمعدل الفعلي، كما هو معرف بالمعادلة (1-16). وعرّف معدل البطالة الطبيعي نفسه على انه ذلك المعدل الذي يسود فيه توازن حالة الثبات والاستقرار لما تكون التوقعات محققة تماما ومدخلة في كل من الأجور والأسعار، والتي لا يكون عندها التضخم تسارعيا أو تناقصيا، حيث يمثل معدل البطالة الطبيعي توازن التشغيل الكامل في سوق العمل وسوق السلع، ويكون مستقلا عن تضخم حالة الاستقرار ويتحدد بواسطة القوى الهيكلية الحقيقية.

---

[1] Le page . J et Grangeas.G, **économie de l'emploi** (Paris : Edition PUF,1993), P168.

5- ظاهرة التضخم الركودي وعقم منحنى فيلبس :

تعبر ظاهرة التضخم الركودي عن تلك الفترات التي تشهد حالات من ارتفاع معدلات البطالة المصحوبة بارتفاع معدلات الزيادة في الأسعار[1]، وتحدث هذه المشكلة عندما يزداد حجم الطلب على السلع والخدمات في الوقت الذي ينخفض حجم توظيف عنصر العمل. واصطلح الاقتصاديون كذلك على تسمية هذه الحالة بالركود التضخمي[2].

ولقد ثار الجدل بين النيوكلاسيك والكينزيون فيما يتعلق بتفسير هذه الظاهرة، حيث أرجعه فريدمان إلى السياسات النقدية النشطة[3]، بعدما اعتبر أن النظم الاقتصادية الرأسمالية مستقرة بطبيعتها، وأن تدخل الدولة في النشاط الاقتصادي هو الذي يفسد عمل اقتصاد السوق ويحدث أزمات، وحسب فريدمان فإن التضخم ذو المصدر النقدي، يؤدي إلى اختلالات في النظام الاقتصادي والتي بدورها تؤدي إلى قرارات وتوقعات خاطئة، ومنه فإن تصحيح هذه الأخطاء بتطبيق سياسة نقدية تقييدية تهدف إلى منع الوصول إلى اتجاهات تضخمية جامحة، تعد أساسا لتفسير عملية تخفيض الإنتاج والتشغيل مع استمرار ارتفاع الأسعار.

ويرجع الكينزيون السبب الأساسي في حدوث التضخم الركودي إلى عدم التدخل الكافي للدولة تارة وتارة أخرى إلى نوعية السياسات التقديرية للحكومة، أما بالنسبة النيوكنزيون فيتم هذا النوع من التضخم على مستوى الإنتاج للمشروعات أكثر منه على مستوى الطلب المفرط على السلع والخدمات من جانب الأفراد، وهو تفسير يستند إلى التصرفات الحقيقية للأفراد.

وقد برزت ظاهرة التضخم الركودي في مطلع السبعينات، لتقوي من تلك الشكوك التي أثيرت حول عدم صحة منحنى فيلبس، عندما بدأت البلدان الغربية تعاني من مرض جديد يتزامن فيه ارتفاع نسبة البطالة مع عدم انخفاض التضخم. وأمثلة ذلك الولايات المتحدة وفرنسا، وهناك وقع الكينزيون في ورطة شديدة، فلم يعد ممكنا تفسير هذه الوضعية، على ضوء النظرية العامة لكينز، ومن ناحية ثانية كانت هذه الورطة بمثابة الفرصة التي انتهزها النيوكلاسيك لتوجيه سهام نقدهم لهذه النظرية عبر الهجوم على منحنى فيلبس، واقتراح السياسة النقدية الرشيدة كعلاج جوهري للتضخم الركودي[4].

المطلب الثاني : منحنى فيلبس ونظرية التسارع

تحدى أنصار نظرية تسارع التضخم بقوة فكرة علاقة المفاضلة المستمرة بين معدلي التضخم والبطالة، وقد بينت هذه النظرية بأن المبادلة موجودة في الأجل القصير فقط لخضوع العمال للخداع النقدي. لذلك تم إدخال في تحليل منحنى فليبس- توازيا مع إعادة تعريف متغيرات فائض الطلب- متغير يمثل توقعات الأسعار، وهذا من خلال المعادلة (20-1)، فأصبحت الصيغة مدعمة بالتوقعات التضخمية على النحو :

---

[1] بركان زهيه، " التضخم وبرامج التصحيح في البلاد النامية ما بين النظرية والتطبيق"، رسالة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، معهد العلوم الاقتصادية والتسيير، 1999، ص34.

[2] فرهاد محمد علي، « ظاهرة الركود التضخمي في مصر، دراسة اقتصادية تحليلية عن الفترة 1954-1993» في **المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة**، العدد 02/ القاهرة، 1993، ص 483.

[3] معتوق سهير محمود، «ظاهرة التضخم الركودي بين التأصيل النظري والواقع العلمي» في **مصر المعاصرة**، العدد 414 / القاهرة، أكتوبر 1988، ص404.

[4] بركان زهية، مرجع سابق، ص ص 38-39.

$$\pi_t = \pi_t^e - \varepsilon\left(U_t - U^*\right) \quad ....(1-22)$$

أين يعبر π_t^e عن متغير معدل التضخم المتوقع، والحد الثاني يشير إلى فائض الطلب المعبر عنه كفجوة بين معدلي البطالة الطبيعي والفعلي.

1- أثر إدخال متغير التضخم المتوقع في تحليل فيلبس :

إن إدخال متغير التضخم المتوقع بمعلمة مساوية للواحد، يعكس الفرضية بأن التوقعات تكون مدخلة بالكامل في تغيرات معدل التضخم الفعلي، وأن هناك غياب للخداع النقدي، فالأفراد يكونون مهتمين بالقوة الشرائية الحقيقية المتوقعة للنقود التي يدفعونها ويحصلون عليها، وهي تلك التي تأخذ التضخم المتوقع بالحسبان، وهو ما يعني الغياب التام لعنصر المفاضلة بين التضخم والبطالة في الأجل الطويل، لما تكون التوقعات محققة تماما، ومن خلال المعادلة (1-22) نلاحظ أن المحرك الوحيد لمنحنى فيلبس من وضعية توازن لوضعية أخرى هو متغير التضخم المتوقع الذي عوض كل متغيرات الموجه R_t المذكورة في المعادلة (1-21)، وهذا ما يعكس النظرة التي كانت سائدة في بداية السبعينات من القرن الماضي، ويدّعي أنصار نظرية التسارع التضخمي بأن التضخم يقوي النشاط الاقتصادي لو أنه كان غير متوقع من خلال تفاجؤ المنتجين بارتفاع أسعار سلعهم بصورة أسرع من الزيادة في التكاليف، وبهذا يعمدون إلى التوسع في نشاطهم وزيادة مستوى التشغيل.

وترمي المعادلة (1-22) على أن المبادلة ستكون بين التضخم المتوقع π_t^e وفائض الطلب، ويختفي ذلك بمجرد أن يصبح التضخم متوقعا تماما. أي :

$$\pi_t = \pi_t^e - \varepsilon\left(U_t - U^*\right) = 0$$

ويعني ذلك أن معدل البطالة قد أصبح عند مستواه الطبيعي، ومنه لن تكون هناك مبادلة بين التضخم والبطالة، وهو الشيء الذي يتعارض مع منحنى فيلبس الأصلي.

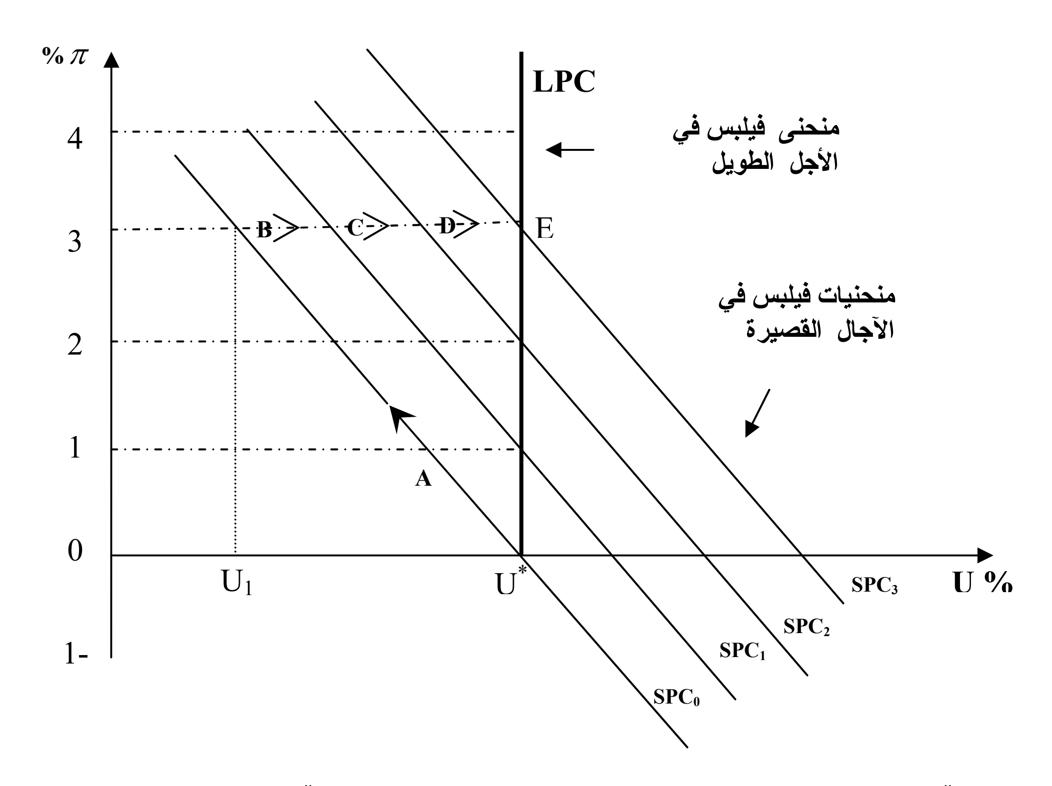
2- منحنى فيلبس في ظل فرضيتي المعدل الطبيعي للبطالة وتسارع التضخم[1] :

لقد شكّل استعمال فرضيتي المعدل الطبيعي للبطالة وتسارع التضخم اللتين غيرتا جذريا نظرة الاقتصاديين حول منحنى فيلبس في نهاية الستينات من القرن الماضي، تأييدا قويا للحجة القائلة بأن هذا المنحنى يكون عموديا في الأجل الطويل. وتنطلق الفكرة المعدل الطبيعي حسب فريدمان، من كون التوسع النقدي يؤدي إلى زيادة الطلب على السلع والخدمات لترتفع الأسعار وتتجاوب الأجور النقدية ببطىء فتنخفض الأجور الحقيقية، وبهذا تنقل المؤسسات منحنيات الطلب على العمل لأسفل فتنخفض البطالة. لقد اعتمد هذا المسار على التوقعات الخاطئة حول التضخم، لكن عند علم العمال بانخفاض قوتهم الشرائية يغادرون وظائفهم أو يُفاوضون على أجور نقدية أعلى، وفي كلتا الحالتين يعود معدل البطالة إلى مستواه الأصلي في الوقت الذي يبقى معدل التضخم الجديد ثابتا.

[1] تومي صالح ، " النمذجة القياسية للتضخم في الجزائر خلال الفترة 1988-2000 "، أطروحة دكتوراه الدولة، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 2002، ص 60 .

ومن أجل تضخم مرتفع ومستقر لا يمكن أن يقابل بانخفاض دائم في معدل البطالة، حيث تولد الحركات على يسار وعبر منحنى فيلبس تعديلات في التضخم المتوقع الذي يحرك المنحنى لليمين، ويعيد البطالة إلى معدلها الطبيعي، كما هـو موضح بالشكل (1-10) أدناه. حيث تشير SPC إلى منحنيات فيلبس للأجل القصير، LPC تخص الأجل الطويل.

الشكل رقم (1- 10): منحنى فيلبس في الأجل الطويل



المصدر: تومي صالح ، " النمذجة القياسية للتضخم في الجزائر خلال الفترة 1988-2000 "، مرجع سابق ، ص61. نقلا عن :

Humphery. T.M , **The evolution and policy implications of Phillips curve analysis** , Economic review , Federal reserve banc of Richmond , 1985. P 12.

إن أخذ العمال بعين الاعتبار في قراراتهم الإنتاجية والاستثمارية عامل التضخم المتوقع أدى إلى انهيار العلاقة الثابتـة القائمة بين البطالة والتضخم، ومنه تم إنكار وجود أي علاقة بين البطالة والتضخم في الآجال الطويلة، حيـث تـؤدي محاولات تخفيض البطالة عن مستواها الطبيعي U^* إلى المعدل U^1 بواسطة رفع معدل التضخم بمقدار 3%،عبر منحنى فيلبس للأجل القصير SPC_0، إلى تشجيع تحركات في هذا الأخير باتجاه وضعيات أخرى (SPC_1 إلى SPC_3)، وذلـك كلمـا تعدلت التوقعات لمستويات أعلى في التضخم. ويتحرك الاقتصاد عبر المسلك الترتيبي للأحرف اللاتينية (E.D.C.B.A) إلى توازن حالة الثبات الجديدة وهي E، أين تكون البطالة عند مستواها الطبيعي الأصلي، ولكن مع تضخم أعلى مـن مستواه الذي كان عليه في الأول.

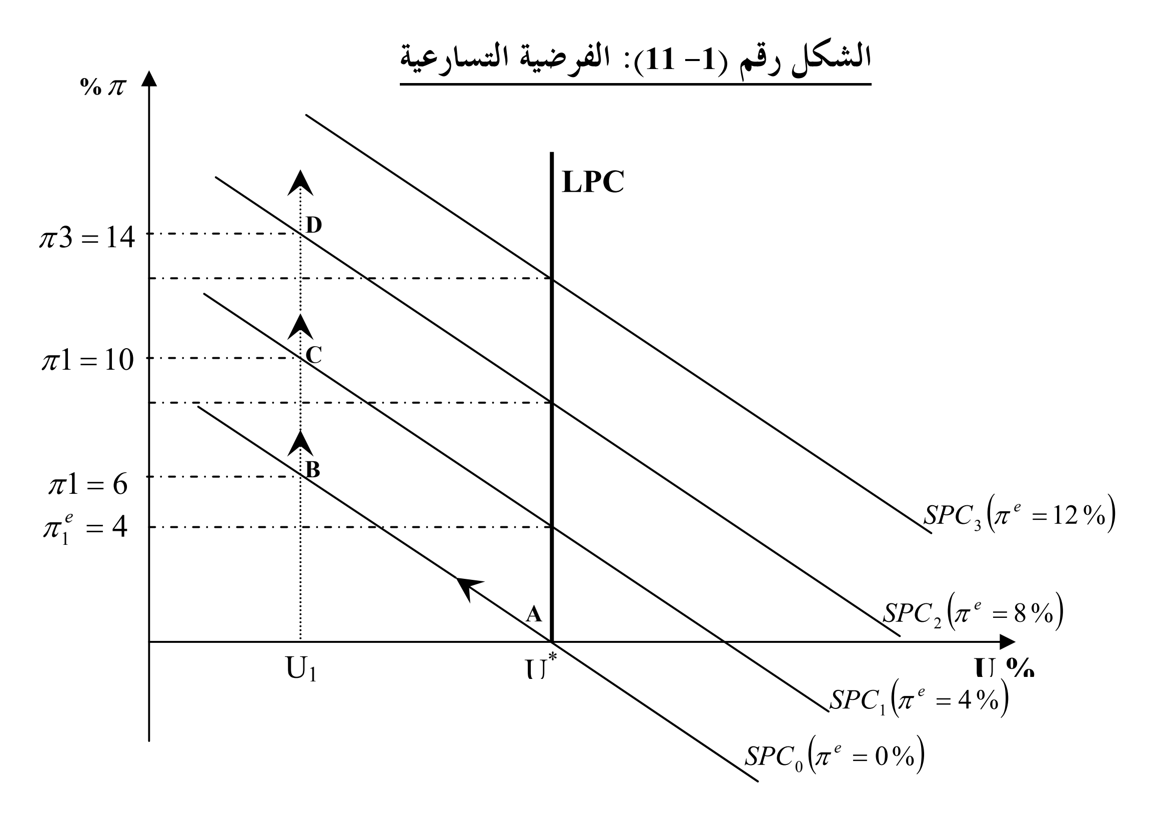
ومنه نقول أن محاولات التأثير على المبادلات الموجودة بين التضخم والبطالة تؤدي إلى رفع متتالي في المعدل الـدائم للتضخم فقط بدون تحقيق دائم في معدل البطالة. وتسمى النقطة (A) بمعدل البطالة الطبيعي أو معـدل البطالـة غـير المصحوب بتضخم تسارعي.

وحسب فريدمان، ينخفض معدل البطالة إلى مستوى أقل من المعدل الطبيعي فقط إذا كان التضخم متسارعا خلال كل حالة توسع، بحيث يكون التضخم المتوقع أقل من التضخم الفعلي. فإذا حاولت الحكومة في هذا المجال، إعادة توسيع الطلب الكلي، فإن التضخم سوف يتسارع بينما تنخفض البطالة مؤقتا فقط. وبهذه الطريقة إذا تدعمت سياسة تحفيز وتشجيع الطلب الكلي بتوسيع نقدي سريع ومستمر من أجل معدل بطالة أقل من المستوى الطبيعي، سوف يدفع بالتضخم الفعلي لأن يتجه للارتفاع أكبر من التضخم المتوقع بكثير، وقد يتراكم هذا التسارع في التضخم حتى يصل درجة الجموح.

وفي دراسة قام بها كل من Frey وSchneider سنة 1978، توصلا من خلالها إلى أن الحكومة توسع الاقتصاد في بريطانيا قبل الانتخابات، وبالتالي تخفض من البطالة ويزدادا التضخم، ثم تقوم بتخفيضه بعد الانتخابات. إذ وجد هذان الباحثان أن ارتفاع معدل البطالة بنسبة 1% يقلص من شعبية الحكومة بواسطة 6% في بريطانيا خلال الفترة (1959–1974)، بحيث أن هناك توسع نقدي رافق انتخابات 1959،1964 و1970 في بريطانيا.

ما دام تعديل التضخم من معدله المتوقع إلى المعدل الطبيعي يعمل على استعادة البطالة إلى مستواها التوازني الطبيعي (U^*) عند أي معدل تضخم ثابت، فإنه على السلطات أن تسمح بحدوث تسارع مستمر في معدل التضخم الفعلي إذا كانت تريد تثبيت البطالة عند مستوى منخفض U_1 (أنظر الشكل رقم (1-11))، ومنه فإن محاولة تثبيت عند هذا المستوى يولد تضخما انفجاريا، دائم التسارع وينتقل الاقتصاد عبر المسلك (D.C.B.A) من A باتجاه D مع معدل تضخم فعلي يرتفع من صفر إلى 6%، 10% وهكذا.

الشكل رقم (1– 11): الفرضية التسارعية



المصدر: تومي صالح ، " النمذجة القياسية للتضخم في الجزائر خلال الفترة 1988–2000 "، مرجع سابق ، ص63.

بافتراض أن الحكومة أرادت أن تبادل مثلا معدل بطالة $U_1=3\%$ مقابل معدل تضخم 6% وذلك من خلال سياسة نقدية توسعية، يؤدي التوسع النقدي إلى تقلص معدل البطالة عند زيادة U_1 بزيادة الأجور النقدية في سوق العمل وارتفاع أسعار المنتجات في السوق السلعية بسبب الخداع النقدي. وإذا أصرت الحكومة على بقاء مستوى البطالة عند U_1، فإن معدل التضخم لن يبقى عند 6% بل سوف يرتفع. حيث أن ارتفاع معدل تضخم الأسعار والأجور بنسبة 6% في البداية، سوف يجذب مزيدا من العمالة، ويترتب على هذه الوضعية زيادة في الناتج، ولكن بمجرد أن يدرك العمال أن أجورهم الحقيقية لم ترتفع بسبب الزيادة المماثلة في معدل التضخم، فينسحبون من السوق ليعود معدل البطالة إلى وضعه الأصلي كما أشرنا سابقا، لكن محاولة الحكومة الاستمرار عند المستوى U_1 يتطلب توسعا آخرا في الطلب الكلي يترتب عليه ظهور معدل التضخم فعلي هو 10% ما دام المعدل المتوقع أصبح الآن 4% بدلا من الصفر، وإذا استمر نفس الوضع السابق، فإن قوى السوق تعمل على رفع معدل التضخم المتوقع- حتى وإن عاد معدل البطالة إلى مستواه الطبيعي U^* – إلى 8%، وترتفع الأجور والأسعار إلى بنسبة 8%.

وهناك حجّة استخرجت من تحليل فريدمان لمنحنى فيلبس المدعم بالتوقعات حسب قول Gowland، وهو أن التضخم له مكونتان، تضخم الطلب الناتج عن سياسة التوسع النقدي، والتضخم المتوقع. حيث :

- إذا كانت معلمة التوقع المقدرة أكبر من الواحد : يكون التوسع النقدي المتسبب في تضخم الطلب لسنة واحدة كافيا لتعميم مسار تضخمي تراكمي، وهي الفرضية التي ترتكز عليها الأفكار التاتشرية[1] بأن التضخم يسبب البطالة، بمعنى أنه هناك علاقة سببية عوضا عن مجرد ارتباط إحصائي.
- إذا كانت معلمة التضخم المتوقع مساوية للواحد : فإن التوسع النقدي الدائم يؤدي إلى معدل تضخم ثابت في الطلب يكون ضروريا وكاف لتعميم التضخم المتسارع. ويعطي تدعيما لفكرة منحنى فيلبس العمودي في الأجل الطويل، والذي يستلزم أنه لا توجد مفاضلة بين التضخم والبطالة.
- بينما إذا كانت هذه المعلمة المتوقعة أقل من الواحد : فإن الزيادة في التوسعات النقدية تكون ضرورية لتعميم التضخم. بيد أن الاختبارات الإحصائية لفرضية المعدل الطبيعي أثبتت في هذه الحالة أن هذه الفرضية تكون مرفوضة، وبالتالي توجد مفاضلة بين التضخم والبطالة في الأجل الطويل.

[1] نسبة إلى السيدة تاتشر (حزب المحافظين)، التي قادت بريطانيا من 1979 إلى 1990.

خلاصة الفصل الأول :

من خلال نظرتنا الاقتصادية هذه للظاهرة التضخمية، وتتبعنا لمصادرها، أنواعها والآثار التي يمكن أن تنجر عنها، بالإضافة إلى التحاليل الفكرية حولها يمكن أن نخلص إلى النقاط التالية :

1- يمكن تعريف التضخم كظاهرة نقدية من خلال أسبابه المتمثلة في التوسع النقدي وزيادة النفقات، كما تعريفه كظاهرة سعرية من خلال نتائجه المتمثلة في ارتفاع مستويات الأسعار.

2- هناك عدة أسباب تؤدي إلى ظهور ضغوط تضخمية منها :

أ. الإفراط في الطلب على السلع والخدمات، الذي يحدث حالة وجود عجز في الميزانية العامة للدولة، عندما يفوق الإنفاق الحكومي الإيرادات، مما يدفع الدولة لزيادة الكتلة النقدية المتداولة – بدون زيادة في الإنتاج- تنعكس في شكل زيادة للطلب على السلع والخدمات .

ب. زيادة أسعار خدمات عوامل الإنتاج بنسبة أكبر من الإنتاج الحدي لها (زيادة التكاليف).

ج. إن استيراد معظم السلع والخدمات النهائية من الخارج يمكن أن يكوّن قناة مهمة لجلب التضخم، نتيجةً لظهوره في الدول المصدرة لهذه السلع والخدمات.

3- تكتسب أهمية دراسة التضخم من خطورة الآثار التي يمكن أن تنجر عنه، التي من أهمها :

أ. تعميق التفاوت في توزيع المداخيل والثروات، وخلق موجة من التوتر والتذمر الاجتماعي.

ب. بانخفاض قيمة النقود ينخفض ميل العائلات لادخارها، ويزيد ميلهم لإنفاقها نحو الاستهلاك الحاضر.

ج. قد يساعد انخفاض قيمة النقود المدينين، باعتبار أنهم يعيدوا قروضهم ممثلة لقوة شرائية أقل مما أعطيت لهم، وفي هذه الحالة يكون الدائنين هم المتضررون.

د- إن عدم تغطية الإنتاج الداخلي للقوة الشرائية المتزايدة يمكن أن ينعكس في شكل زيادة للطلب على الواردات وانخفاض حجم الصادرات (عجز ميزان المدفوعات).

ه- إن ارتفاع الأرباح في القطاعات الإنتاجية المخصصة للاستهلاك قد يؤدي لجذب رؤوس الأموال إليها، وهذا على حساب الأنشطة الإنتاجية والاستثمارية الأخرى وهذا ما قد يؤثر سلبيا على مراحل التنمية في البلد المعني.

4- تعتبر النظرية الكمية أن الزيادة في الأسعار هي نتيجة للزيادة في كمية النقود، وهذا بافتراض ثبات سرعة دوران هذه الأخيرة وثبات الحجم الحقيقي للإنتاج.

أما حسب كينز فبزيادة الإنفاق الوطني (زيادة الطلب) ترتفع الأسعار ارتفاعا ضئيلا، لأن جزء كبير من فائض الطلب تمتصه أساسا الزيادة في التوظيف والإنتاج، وتزيد حدة هذا الارتفاع كلما اقترب الاقتصاد من مستوى التشغيل الكامل لطاقاته الإنتاجية.

5- تقوم السياسة النقدية المضادة للتضخم على مجموعة من الأدوات تهدف إلى تحقيق انكماش في الائتمان المصرفي، أهمها : رفع سعر إعادة الخصم، بيع الأوراق المالية ورفع نسبة الاحتياطي القانوني.

أما السياسة المالية في هذا الإطار ، فتهدف إلى تخفيض الطلب للتأثير على الاستهلاك الخاص، الاستثمار ، المصاريف العامة والصادرات وهذا بواسطة تغيير سياساتها الضريبية ورقابتها على الإنفاق العام .

مقدمة :

إن غالبية العلاقات التي تقدمها لنا النظرية الاقتصادية، ومن بينها تلك المبينة في الفصل السابق والخاصة بالظاهرة التضخمية، يمكن صياغتها في صورة نماذج رياضية تُقدَّر من واقع البيانات الفعلية، وهذا يُمكّننا من وضع تنبؤات على الآثار الكمية على أحد المتغيرات الاقتصادية التي يمكن أن تترتب على التغير في أحد أو بعض المتغيرات الاقتصادية الأخرى. وحيث أن أغلب المتغيرات الاقتصادية قابلة للقياس الكمي مثل الأسعار، الدخول ..إلخ، فإنه يمكن استخدام الأسلوب الرياضي في شرح العلاقات الاتجاهية، كما تحددها النظرية الاقتصادية، بين هذه المتغيرات. وسنحاول نحن في هذا الفصل الإلمام بأساليب وأدوات التحليل الإحصائي، المعروفة في قياس العلاقات الكمية بين هذه المتغيرات وفي اختبار قبول أو رفض الفروض التصورية التي قامت عليها هذه العلاقات.

المبحث الأول : مدخل لنظرية القياس الاقتصادي

المطلب الأول : مبادئ ومفاهيم أساسية

1- التعريف بالاقتصاد القياسي، أهدافه وعلاقته بالفروع الأخرى[1]:

لقد استُخدم لفظ اقتصاد قِياسي لأول مرة سنة 1926م، ويرجع الفضل في ذلك للاقتصادي Ranger Frisch، ويعرفه البعض بأنه القياس في الاقتصاد (أو القياس الاقتصادي)، وبصورة أكثر تفصيل هو العلم الذي يهتم بقياس العلاقات الاقتصادية من خلال بيانات واقعية، بغرض اختبار مدى صحة هذه العلاقات كما تقدمها النظرية، أو تفسير بعض الظواهر، أو رسم بعض السياسات، أو التنبؤ بسلوك بعض المتغيرات الاقتصادية .

ويُلاحظ أن هذا التعريف يُركِّز على نقطتين أساسيتين :

أ- العلاقة بين الاقتصاد القياسي والفروع الأخرى : حيث يُعتبر محصلة لثلاثة فروع من العلوم هي الإحصاء، النظرية الاقتصادية والاقتصاد الرياضي، أما عن الإحصاء فهو يمدنا بأساليب وطرق القياس مثل الارتباط والانحدار، بالإضافة إلى البيانات الواقعية المبوبة؛ أما بالنسبة للنظرية الاقتصادية فهي تُحدد لنا العلاقات الاقتصادية المراد قياسها من خلال الفروض المفسرة التي تقدمها، بينما يُصيغ لنا الاقتصاد الرياضي هذه العلاقات النظرية في صورة معادلات رياضية قابلة للقياس. ولكن هذا لا يعني أن الاقتصاد القياسي ليس له صفة مستقلة عن هذه الفروع، وإنما هو فرع متميز عن كل واحد منهما.

ب- أهداف الاقتصاد القياسي : هناك ثلاثة أهداف رئيسية :

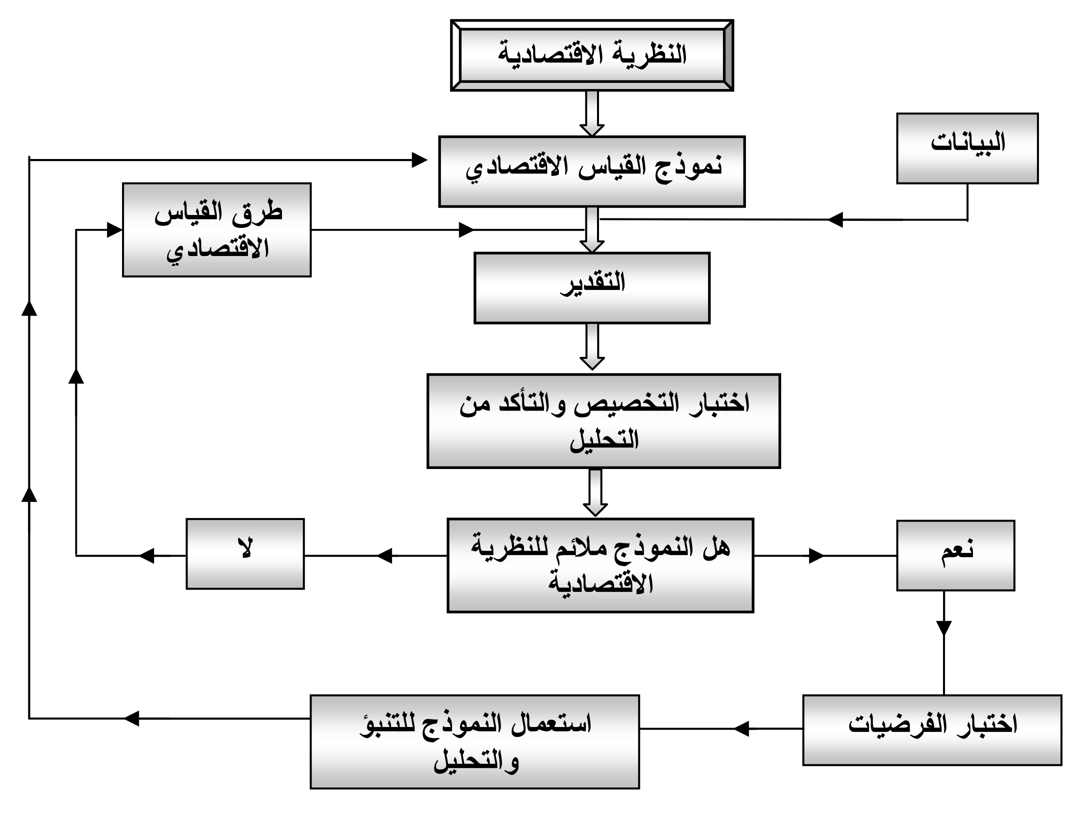
- بناء النماذج القياسية الاقتصادية في شكل قابل للاختبار الميداني، وتمثل هذه المرحلة مشكلة تصور الصياغة الرياضية في منهجية القياس الاقتصادي.
- تقدير واختبار هذه النماذج مستعملين البيانات المتوفرة، وتمثل هذه العملية المرحلة الإحصائية في القياس الاقتصادي.
- استعمال النماذج المقدرة لغرض التنبؤ، التحليل الاقتصادي أو اتخاذ القرارات المناسبة.

---

[1] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق** (ط(2) ؛ الإسكندرية : الدار الجامعية، 2000)، ص3.

لإيضاح أكثر ما سبق نستطيع إدراج المخطط التالي، الذي يبين وضعية الاقتصاد القياسي من النظرية الاقتصادية[1] :

الشكل رقم (2-1) : وضعية الاقتصاد القياسي من النظرية الاقتصادية



المصدر: تومي صالح، مرجع سابق، ص 7.

2- الطريقة الإحصائية في البحث العلمي[2] :

يمكن تعريف الإحصاء بأنه "مجموعة النظريات والطرق العلمية التي تهدف إلى جمع البيانات التي يتم قياسها رقميا وعرضها وتحليلها لاستخلاص النتائج، ومن ثم استعمال هذه النتائج في التنبؤ أو التحقق من بعض الظواهر وبالتالي قبول أو رفض فرضيات الأبحاث، أو الإجابة على أسئلتها الأساسية، لذلك فإن البحث العلمي يمر بمراحل محددة يمكن إجمالها فيما يلي :

أ- الملاحظة وجمع المعلومات وعرضها ووصفها : يحدث أن يسترعي انتباه العالم أو الباحث أمر ما أو ظاهرة معينة، فيركز انتباهه عليها ويراقبها ويجمع الحقائق والبيانات المتعلقة بها. ثم يقوم بتبويبها طبقا لأسلوب محدد وعرضها (باستخدام الجداول أو الأشكال أو الرسوم البيانية)، ووصفها عن طريق إبراز الخصائص الأساسية لها بواسطة مقاييس معينة منها : النزعة المركزية، التشتت، الالتواء، ...إلخ.

ب- وضع الفرضيات : يحاول الباحث أن يفسر الظاهرة بناء على ملاحظاته وعلى المعلومات التي يكون قد جمعها في المرحلة الأولى، وهذا ما يسمى "فرضية".

[1] تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي** (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1999)، ج(1)، ص7.
[2] زياد رمضان، **مبادئ الإحصاء الوصفي والتطبيقي و الحيوي** (طب 5 ؛ عمان : دار وائل للنشر، 2001)، ص7.

ت- التنبؤ : إذا اعتبرنا أن المستقبل القريب هو امتداد للماضي، فمن الممكن استخدام الطرق القياسية في تحديد القيم المتوقعة لبعض الظواهر الاقتصادية في فترات مقبلة، وذلك بالاعتماد على البيانات الواقعية المتاحة عن فترات سابقة.

ث- التحقق : وهي مرحلة التأكد من صحة الفرضية التي فسر الباحث بها الظاهرة.

3- مقارنة بين المفاهيم الأساسية في التوقع بالظواهر الاقتصادية والاجتماعية[1] :

نظرا لقلة الأبحاث باللغة العربية حول المستقبل فقد ظلت المفاهيم الأساسية المتعلقة بهذا المجال المعرفي غير مميـــزة، ولا زالت تستعمل كلمة "التنبؤ" للدلالة عن أي شيء من هذا، بينما هناك تمييز واضح في اللغات الحية الأخرى بين مجموعة من المعرفة تتعلق بموضوع القيم المستقبلية وتحمل مضامين محددة، هذا التمييز بين المفاهيم ضروري لكســـب وإرســـاء معارف علمية في مجال الدراسات المستقبلية، وفيما يلي تعريف وجيز بتلك المفاهيم :

3-1 التقدير ESTIMATION :

هي عملية إدراك الواقع وصياغته في شكل نموذج رياضي، يوضح العلاقة السببية أو الارتباطية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، وعادة ما يأخذ هذا النموذج الشكل التالي :

$$Y = f(X_1, X_2, X_3 \ldots\ldots) + U$$

حيث Y هي الظاهرة المدروسة، معدل النمو مثلا، أما المتغيرات المستقلة X_1, X_2, X_3...فهي المتغيرات النظامية الـــتي نعتقد أنها تُفَسِّر وتَحكُم الظاهرة Y، مثل حجم الاستثمارات، نمو الإنتاجية معدل نمو السكان ...

هذه الدالة – النموذج – قد تأخذ أشكالا مختلفة قد تكون خطية، أسية، لوغارتمية، أو مثلثية عندما يتعلـــق الأمـــر بدراسة الظواهر الموسمية والدورية.

أما U فهي قيمة عشوائية تعبر عن :

- ✓ أخطاء القياس وأخطاء المعلومات المدخلة في النموذج.
- ✓ المتغيرات التي لم تأخذ بالاعتبار في النموذج لسبب أو لأخر.
- ✓ عوامل عشوائية قد تحدث وقد لا تحدث.
- ✓ الفرق بين الشكل الحقيقي للعلاقة والشكل الرياضي الذي تبناه واضع النموذج.

إن وجود القيمة العشوائية U في النموذج مهما كانت صغيرة هو الذي يُعطي الطابع الإحصائي للدالة، بحيث مهما اجتهد الباحث في إدراج كل العوامل المفسرة للظاهرة المدروسة في النموذج، فإن هناك دوما مجال لعوامـــل عشـــوائية يظهر تأثيرها من حين إلى آخر. كما أن التقدير يمكن أن يعني صياغة العلاقة التي تربط ظاهرة معينة بـــالزمن، هـــذه العلاقة يمكن كتابتها كالتالي:

$$Y = f(t) + U$$

حيث t هو الزمن، وقد تأخذ هذه العلاقة أيضا الشكل الخطي، الأسي، اللوغارتمي أو المثلثي، كما أن U هنـــا لهـــا نفس المعنى السابق. إذن يمكن القول أن التقدير هو عملية تحويل المعارف اللفظية إلى الصياغة الرياضية.

---

[1] عبد العزيز شرابي، **طرق إحصائية للتوقع الاقتصادي** (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 2000)، ص 9.

2-3 التوقع PREVISION :

يعتمد التوقع على النموذج الناتج عن عملية التقدير، وهو يعني الحصول على المستويات المستقبلية للظاهرة المدروسة، وذلك يتم بإحلال قيم مفترضة محل المتغيرات التفسيرية في النموذج، ثم حساب قيمة الظاهرة في الفترة المستقبلية، وعادة ما تُعطى هذه القيمة المستقبلية في شكل قيمة وسطى ضمن مجال معين.

إن عملية التوقع تقوم على الفروض التالية :

1. النموذج المعتمد يطابق الواقع إلى حد كبير.
2. الظروف والشروط العامة المحيطة بالظاهرة المدروسة تبقى على حالها في الفترة المستقبلية، ومن هنا كانت عملية التوقع هي إسقاط للماضي على المستقبل بواسطة مقولات الحاضر، لهذا فإن التوقع بطبيعته لا يهتم بمعرفة التطورات الطارئة التي تحدث للظاهرة المدروسة في الفترة المستقبلية، كما أن التوقع لا يهتم سوى بتطور الظواهر القابلة للقياس والتكميم، مثل حجم المبيعات، معدلات النمو الاقتصادي....

3-3 التنبؤ PREDICTION :

يختلف التنبؤ على التوقع بكون الأول يهتم بالتغيرات الطارئة وبالظواهر الاقتصادية والاجتماعية المعقدة، مثل اكتشاف مصدر جديد للطاقة، انهيار دولة معينة، وصول تيار سياسي معين إلى الحكم وغيرها، بينما يقتصر التوقع على المؤشرات الكمية مثلما أشرنا آنفا.

إن طبيعة موضوع التنبؤ تجعله لا يعتمد على بناء النماذج الرياضية، ولا يمتلك بعد منهجيا علميا، مثل ما هو الشأن بالنسبة للتوقع، فعملية التنبؤ تعتمد على الخبرة الهائلة والمعرفة العلمية والعملية في مجال الظاهرة المدروسة، مما يجعل موضوع التنبؤ هو أقرب إلى الفن من العلم.

إن أهم الطرق المتبعة في عملية التنبؤ هي طريقة تقديرات الخبراء ومنها طريقة دلفي[1]. التي تعتمد على إعداد وتوجيه عدد من الأسئلة إلى الخبراء، ثم تتم معالجة أجوبتهم باستخدام الأدوات الإحصائية والرياضية للوصول إلى الحصيلة النهائية المتفق عليها من طرف الخبراء في شكل نسبة معينة وبقدر معين من الثقة.

4-3 التخطيط PLANIFICATION :

إذا كان التوقع والتنبؤ يختصان في إنجاز معرفة معينة حول المستقبل، فإن التخطيط هو عمل هادف يرمي إلى إحداث تغيرات معينة في مسار الظاهرة المدروسة، أي تغير اتجاه الظاهرة عن مسارها العفوي، فمثلا، إذا كنا نتوقع انخفاض في الطلب على منتوج معين فإن مهمة المخطط تكمن في وضع خطة لتحاشي الآثار السلبية لهذا التوقع على المؤسسة، سواء بالبحث عن أسواق جديدة أو بإنتاج منتجات جديدة أخرى، وبالتالي يمكن القول بأن معرفة المستقبل ما هي سوى مدخل في العملية التخطيطية.

[1] دلفي : نسبة للمدينة اليونانية لشهيرة التي تنبأ بها أهلها بانتصار الاسكندر المقدوني على داريوس أمبراطور فارس.

المطلب الثاني : النماذج الانحدارية

يُعتبر الانحدار أحد الأساليب الإحصائية التي تستخدم في قياس العلاقة الاقتصادية، بين متغير ما يسمى بالمتغير التابع ومتغير آخر أو مجموعة من المتغيرات تسمى بالمتغيرات المستقلة أو التفسيرية. ويلاحظ في هذا الصدد أن الانحدار كأسلوب قياس ليس هو الذي يحدد أي المتغيرات تابع وأيها مستقل، وإنما الباحث هو المسؤول في البداية على تحديد مَنْ مِنَ المتغيرات يُسَبِّب الآخر، ويمكن أن يعتمد في ذلك على النظريات العلمية الخاصة بفرع دراسته، بالإضافة إلى خبرته الشخصية. فعلى سبيل المثال نتعلم من النظرية الاقتصادية الجزئية أن الكمية المطلوبة –كمتغير تابع- تتأثر بمجموعة من المتغيرات المستقلة مثل السعر، الدخل، أسعار السلع البديلة، أسعار السلع المكملة ..إلخ، كما يمكن أن ندرك من خلال الفصل السابق أن كمية النقود متغير مستقل ومستوى العام للأسعار تابع لها، وأيضا اتجاه السببية في علاقة البطالة بالتضخم، ولكن قد يحدث في بعض الأحيان أن النظريات الاقتصادية الموجودة لا تساعدنا في تحديد المتغيرات المُفَسِرة من المتغير المُفَسَر، وهذا ما يخلق مشكل بالغ الأهمية يتعلق بتحديد اتجاه السببية.

1- تعريف السببية، أنواعها وكيفية الكشف عنها :

يعتبر مشكل السببية (Causalité) من أهم المحاور في تحديد صيغ النماذج الاقتصادية، إذ يهدف إلى البحث عن أسباب الظواهر العلمية، للتمييز بين الظاهرة التابعة من الظواهر المستقلة المُفَسِرة لها.

1-1 تعريف السببية حسب قرانجر[1] C.W.GRANGER :

اقترح قرانجر معيار تحديد العلاقة السببية التي ترتكز على العلاقة الديناميكية الموجودة بين السلاسل الزمنية، حيث إذا كان x_t وy_t سلسلتين زمنيتين تعبران عن تطور ظاهرتين اقتصاديتين مختلفتين عبر الزمن t، وكانت السلسلة y_t تحتوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقعات بالنسبة للسلسلة x_t، في هذه الحالة نقول أن y_t يُسَبِّب x_t، إذن نقول عن متغيرة أنها سببية إذا كانت تحتوي على معلومات تساعد على تحسين التوقع لمتغيرة أخرى.

1-2 أنواع السببية[2] :

1-2-1 السببية في إتجاه واحد :

نقول أن y_t تسبب x_t إذا كان استعمال كل المعلومات المتوفرة يؤدي إلى تحسين توقع x_t. ونكتب ($y_t \Rightarrow x_t$).

$$y_t \Rightarrow x_t \quad : si \quad \sigma^2(x/\overline{u}) < \sigma^2(x/\overline{u-y})$$

و $\overline{u}$ تمثل كل المعلومات المتوفرة، $(\overline{u-y})$ هي جزء من المعلومات الكلية، σ^2 هو التباين.

1-2-2 وجود ما يسمى بـتغذية استرجاعية (Feedback) بين y_t وx_t :

وهذا في حالة إذا كان y_t يسبب x_t ، و x_t يسبب y_t :

$$y_t \Leftrightarrow x_t \quad si \;\; \sigma^2(x/\overline{u}) < \sigma^2(x/\overline{u-y})$$
$$et \;\; \sigma^2(y/\overline{u}) < \sigma^2(y/\overline{u-y})$$

---

[1] BERNARD PAULRE , **La Causalité en économie, signification et portée de la modélisation structurelle** (Lyon : Presse universitaire, 1985), p118.
[2] Ibid, p147.

1-2-3 السببية اللحظية بين x_t و y_t causalité instantanée :

نقول أن هناك سببية لحظية ($y_t \Rightarrow x_t$) إذا كان توقع القيمة الجارية لـ x_t هو أفضل توقع عندما تدخل القيمة الحالية ($\overline{y}$) لـ y_t في هذا التوقع.

$$y_t \Rightarrow x_t \; si \; \sigma^2(x/\overline{u}, \overline{\overline{y}}) < \sigma^2(x, \overline{u})$$

1-2-4 السببية بالتأخر causalité avec retard :

نقول أن y_t تسبب x_t بتأخر m إذا كان m هي أصغر قيمة لـ k حيث :

$$y_t \Rightarrow x_t(avec\ retard)\; si \; \sigma^2(x/u-y(k)) < \sigma^2(x/u-y(k+1))$$

1-3 اختبار السببية لجرانجر Granger causality test[1]:

يُستخدم اختبار جرانجر (Granger) في التأكد من مدى وجود علاقة تغذية مرتدة أو استرجاعية (Feedback) أو علاقة تبادلية بين متغيرين كالتضخم والبطالة، وذلك في حالة وجود بيانات سلسلة زمنية.

ومن المشاكل التي توجد في هذه الحالة أن بيانات السلسلة الزمنية لمتغير ما كثيرا ما تكون مرتبطة، أي يوجد ارتباط ذاتي بين قيم المتغير الواحد عبر الزمن، ولاستبعاد أثر هذا الارتباط الذاتي إن وجد، يتم إدراج قيم نفس المتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية في علاقة السببية المراد قياسها، يُضاف إلى ذلك إدراج قيم المتغير التفسيري الآخر لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، وذلك باعتبار أن السبب يسبق النتيجة في الزمن.

وفي حالتنا هذه إذا رمزنا إلى متغير البطالة بالرمز X، ولمتغير التضخم بالرمز Y، يتطلب اختبار جرانجر للسببية تقدير العلاقتين التاليتين[2] :

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i X_{t-i} + \mu_{1t}$$

$$X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{n_3} \omega_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i Y_{t-i} + \mu_{2t}$$

ويلاحظ أن (n_4, n_3, n_2, n_1) هي عدد الفجوات الزمنية لكل متغير تفسيري، بحيث يمكن أن تكون مختلفة جميعها كما يمكن أن تكون متساوية، وتتمثل خطوات اختبار Granger فيما يلي :

أ- تقدير الصيغة المقيدة :

ونقصد بها المعادلة :
$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

والتي تفترض أن $\sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i = 0$ ، بمعنى أن البطالة لا تؤثر على معدل التضخم، ثم نحصل على مجموع مربعات البواقي $\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2$.

ب- تقدير الصيغة غير المقيدة : التي تتمثل في المعادلة :

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i X_{t-i} + \mu_{1t}$$

ومن ثم نستطيع الحصول على مربعات البواقي $\sum \hat{\mu}_{1t}^2$.

---

[1] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص 759.

[2] سنتعرف الآن على المراحل اللازمة لاختبار Granger على أن نؤجل شرح طريقة التقدير إلى فقرة مقبلة.

ج- اختبار الفروض : وفي هذه المرحلة نختبر الفرضيتين :

$$H_0: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i = 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i \neq 0$$

من أجل ذلك يجب حساب إحصائية فيشر F_c :

$$F_c = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/n_2}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/(n-k)}$$

حيث : n_2 : عدد الفجوات الزمنية في حالة المتغير التفسيري X.

n : حجم العينة.

k : عدد المعالم المقدرة في الصيغة غير المقيدة

n-k : درجات الحرية للصيغة غير المقيدة.

ثم نقوم بالحصول على F_t (الجدولية) عند مستوى معنوية معين 1% أو 5%، ودرجات حرية n_2 للبسط و(n-k) للمقام، ويكون بذلك الحكم على الشكل التالي :

- إذا كانت F_c (المحسوبة) $> F_t$ (الجدولية) : نرفض فرض العدم $H_0: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i = 0$، ونقبل الفرض البديل $H_1: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i \neq 0$، ونقول في هذه الحالة أن المتغير X (البطالة) **يُسَبِّبْ** المتغير Y(التضخم).
- إذا كانت F_c (المحسوبة) $< F_t$ (الجدولية): نقبل فرض العدم $H_0: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i = 0$، ونرفض الفرض البديل $H_1: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i \neq 0$، ونقول في هذه الحالة أن المتغير X (البطالة) **لا يُسَبِّبْ** المتغير Y (التضخم).

د- نقوم بتكرار نفس الخطوات السابقة بالنسبة للمعادلة : $X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{n_3} \omega_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i Y_{t-i} + \mu_{2t}$

مع اختبار الفرضيتين:

$$H'_0: \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i = 0$$

$$H'_1: \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i \neq 0$$

بهذا يكون هناك أربعة نتائج محتملة لاختبار السببية لـ Granger هي على النحو التالي:

1. المتغير X (البطالة) يُسَبِب المتغير Y (التضخم)، والمتغير Y لا يُسَبِب المتغير X، وهذا حالة : رفض $H_0: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i = 0$، وقبول $H'_0: \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i = 0$.
2. المتغير X (البطالة) لا يُسَبِّب المتغير Y (التضخم)، والمتغير Y يُسَبِّب المتغير X، وهذا عند : قبول $H_0: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i = 0$، ورفض $H'_0: \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i = 0$.
3. المتغير X (البطالة) يُسبِّب المتغير Y (التضخم)، والمتغير Y يُسَبِّب المتغير X، هذا حالة : رفض $H_0: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i = 0$، ورفض $H'_0: \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i = 0$، (توجد حالة تغدية متبادلة).
4. المتغير X (البطالة) لا يُسَبِّب المتغير Y (التضخم)، والمتغير Y لا يُسَبِّب المتغير X، وهذا لما يتم : قبول $H_0: \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i = 0$، وقبول $H'_0: \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i = 0$

ملاحظة (2-1): يمكن إدراج متغيرات تفسيرية أخرى بالصيغتين الأولتين، إذا كان يعتقد أنها تؤثر على المتغيرين X،Y.

2- الصيغ الرياضية لنماذج الانحدار :

تنقسم نماذج الانحدار إلى عدة أنواع فهناك الانحدار الخطي والانحدار غير الخطي، وهناك الانحدار البسيط والانحدار المتعدد، وتحدد درجة الخطية على أساس درجة العلاقة المراد قياسها، ففي حالة الانحدار الخطي تكون المعادلة الممثلة للعلاقة من الدرجة الأولى، وفي حالة الانحدار غير الخطي تكون المعادلة الممثلة للعلاقة من الدرجة غير الأولى، أما عن صفتي بسيط ومتعدد فإنهما يتحددان بعدد المتغيرات التفسيرية أو المستقلة.

قبل تقدير العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة)، يجب أولا البحث عن أنسب الصيغ الرياضية التي تعبر عن هذه العلاقة تعبيرا دقيقا ولتحقيق ذلك يجب إجراء الآتي :

1. التعرف على الشكل البياني الحقيقي للعلاقة – محل الدراسة- بين المتغيرات، ويتم ذلك بواسطة النظرية الاقتصادية أو الدراسات التطبيقية السابقة أو الرسم البياني للمتغير التابع وكل متغير مستقل على حدى.

2. اختيار أنسب الصيغ الرياضية التي تتلاءم مع الشكل البياني الحقيقي للعلاقة محل الدراسة.

ويهدف الجدول التالي إلى التعريف بالصيغ الرياضية المختلفة التي يمكن للباحث القياسي الاختيار منها، وسوف يتم استخدام معادلة (دالة) ذات متغير مستقل واحد لعرض ست صيغ رياضية مختلفة.

الجدول رقم (2-1) : مقارنة بين الصيغ الرياضية المختلفة لنماذج الانحدار:

نوع الصيغة	الصيغة غير الخطية	الصيغة الخطية	الميل $\frac{\Delta Y}{\Delta X}$	الأثر النسبي $\frac{\Delta Y}{\Delta X} \Big/ \frac{Y}{X}$
الصيغة الخطية	...	$Y = \beta_0 + \beta_1 X$	β_1	$\beta_1(\frac{Y}{X})$
الصيغة العكسية	...	$Y = \beta_0 + \beta_1(\frac{1}{X})$	$-\beta_1(\frac{1}{X^2})$	$-\beta_1(\frac{1}{XY})$
الصيغة التربيعية	...	$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2$	$\beta_1 + 2\beta_2 X$	$(\beta_1 + 2\beta_2 X)(\frac{X}{Y})$
الصيغة اللوغارتمية المزدوجة	$Y = \beta_0 + X^{\beta_1}$	$LnY = Ln\beta_0 + \beta_1 LnX$	$\beta_1(\frac{Y}{X})$	β_1
الصيغة نصف اللوغارتمية	$e^Y = e^{\beta_0} X^{\beta_1}$	$Y = \beta_0 + \beta_1 LnX$	$\beta_1(\frac{1}{X})$	$\beta_1(\frac{1}{Y})$
الصيغة الأسية	$Y = e^{\beta_0 + \beta_1 X}$	$LnY = \beta_0 + \beta_1 X$	$\beta_1 e^{\beta_0 + \beta_1 X}$	$\beta_1 X$

المصدر : أموري هادي كاظم الحسناوي، **طرق القياس الاقتصادي** (عمان : دار وائل للنشر، 2002)، ص 60.

حيث :

β_0 : معامل ثابت، وهو عبارة عن مقدار Y عندما X=0.

β_1 : معامل انحدار العلاقة بين X كمتغير مستقل وY متغير تابع (ميل العلاقة بين (X,Y)، وهو يقيس الأثر الحدي (The Marginal Effect) لـــ X على Y، ومن ثم فهو عبارة عن التغير في Y نتيجة تغير X بوحدة واحدة.

ملاحظة (2-2): يجب تحويل الصيغة الرياضية غير الخطية المختارة إلى خطية باستخدام وحدات اللوغاريتم الطبيعي، وذلك حتى يمكن إجراء التقدير.

3- تحليل الانحدار الخطي البسيط :

يعتبر الانحدار الخطي البسيط أبسط أنواع نماذج الانحدار، بحيث يوجد العديد من العلاقات الاقتصادية التي يمكن قياسها باستخدام هذا الأسلوب، مثل علاقة الإنفاق الاستهلاكي والدخل المتاح، وعلاقة الكمية المطلوبة من السلعة وسعرها، وأيضا مستوى البطالة مع معدل التضخم[1] ....

3-1 معادلة وفرضيات النموذج :

3-1-1 معادلة الانحدار الخطي البسيط :

العلاقة الموجودة بين المتغير المُفَسَّر Y والمتغير المُفَسِّر X بواسطة عينة n من الملاحظات تُكتب من الشكل[2] :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \qquad i = 1.........n$$

كما نستطيع كتابتها بالشكل الشعاعي :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \quad ....(2-1)$$

حيث :

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ . \\ . \\ . \\ . \\ y_n \end{pmatrix} , \quad X = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ . \\ . \\ . \\ . \\ x_n \end{pmatrix} , \quad \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ . \\ . \\ . \\ . \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}$$

أين X هو المتغير المستقل، و Y هو المتغير التابع.

أما ε : يمثل الخطأ في تفسير Y، ومنه يمكن كتابته انطلاقا من العلاقة (2-1):

$$\varepsilon = Y - [\beta_0 + B_1 X]$$
$$\varepsilon_i = y_i - [\beta_0 + B_1 x_i]$$

ويرجع وجود حد الخطأ إلى عدة أسباب منها :

- إهمال بعض المتغيرات المستقلة التي يمكن أن تؤثر على المتغير التابع في النموذج.
- الصياغة الرياضية غير السليمة للنموذج.
- حدوث خطأ في كل من تجميع البيانات وقياس المتغيرات الاقتصادية .

ملاحظة (2-3): إن المتغير التابع يكون دالة خطية في المتغير المستقل مضافا إليه حد الخطأ، فمثلا إذ كان نموذج الانحدار المراد تقديره يأخذ الصيغة الأسية التالية :

$$Y_i = X_i^{\beta} e^{\varepsilon_i} \qquad i = 1.......n$$

فإنه لكي نحصل على تقدير جيد لهذه المعادلة يجب تحويل نموذج الانحدار من الشكل : $LnY_i = \beta LnX_i + \varepsilon_i$

ويترتب على إسقاط هذا الافتراض حدوث أخطاء تحديد تتمثل فيما يلي :

- تحديد خاطئ للمتغيرات المستقلة : ويتمثل ذلك في إغفال متغيرات مستقلة هامة في نموذج الانحدار المراد تقديره، أو احتواء هذا النموذج على متغيرات مستقلة غير هامة.
- تغير معاملات الانحدار : إن معاملات الانحدار قد لا تظل ثابتة أثناء الفترة الزمنية التي تم تجميع البيانات عنها.
- العلاقة الحقيقية بين المتغير التابع والمستقل قد تكون غير خطية.

---

[1] عبد القادر محمد عبد القادر، **طرق قياس العلاقات الاقتصادية مع تطبيقات على الحاسب الالكتروني** (الإسكندرية : دار الجامعات المصرية، 1990)، ص89.
[2] Rachid BENDIB, **ECONOMETRIE :Théorie et Applications** (Alger : Office Des Publications Universitaires, 2001), p32.

3-1-2 فرضيات النموذج :

أ. الفرضية الأولى : الأمل الرياضي للأخطاء معدوم : $E(\varepsilon)=0$

وتعني هذه الفرضية أن الأخطاء لا تدخل في تفسير Y، إذ أنها تعبر عن حدود عشوائية تأخذ قيما سالبة، موجبة أو معدومة لا يمكن قياسها أو تحديدها بدقة، وتخضع لقوانين الاحتمال، بحيث يكون وسطها أو توقعها الرياضي مساوٍ للصفر : $E(\varepsilon_i)=0 \quad ,\forall i=1.....n$

ب. الفرضية الثانية : تجانس (ثبات) تباين الأخطاء Homoscedasticity :

وهو ما يعني أن تبعثرها حول المتوسط ثابت، ونعبر عنها رياضيا بالكتابة :

$$Var(\varepsilon_i)=E(\varepsilon_i^2)=\sigma^2 \quad ,\forall i=1.....n$$

ج. الفرضية الثالثة : عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء المرتكبة : بمعنى أن التباينات المشتركة لأخطاء الملاحظات المختلفة تكون معدومة، وهذا على مختلف مشاهدات مكونات العينة، ونعبر عنها رياضيا كما يلي : $Cov(\varepsilon_i\varepsilon_j)=E(\varepsilon_i\varepsilon_j)=0 \quad ,\forall i\neq j \qquad i,j=1.....n$

د. الفرضية الرابعة : تتعلق بقيم المتغير المستقل x_i ، في أن المعطيات التي جمعت بالنسبة لهذا المتغير قادرة على إظهار تأثيرها في تغير المتغير التابع y_i، بحيث تكون قيمة واحدة على الأقل مختلفة عن بقية القيم[1]، أي مهما يكون حجم العينة n : يكون المقدار $(1/n)\sum_{i=1}^{n}\left(X_i-\overline{X}\right)^2\neq 0$ ، أي أن الأخطاء تكون مستقلة عن X_i : $Cov(X_i,\varepsilon_j)=E(X_i\varepsilon_j)=X_iE(\varepsilon_j)=0 \quad ,\forall i=1....n$

ملاحظة (2-4): بناءا على فرضيات النموذج الثلاثة الأولى نستطيع استنتاج توزيع ε_i : $\varepsilon_i \longrightarrow N(0,\sigma^2)$

3-2 تقدير معاملات النموذج :

سنرمز فيما يلي إلى القيمة المقدرة لـــ Y (الحقيقية) بـــ $\hat{Y}$:

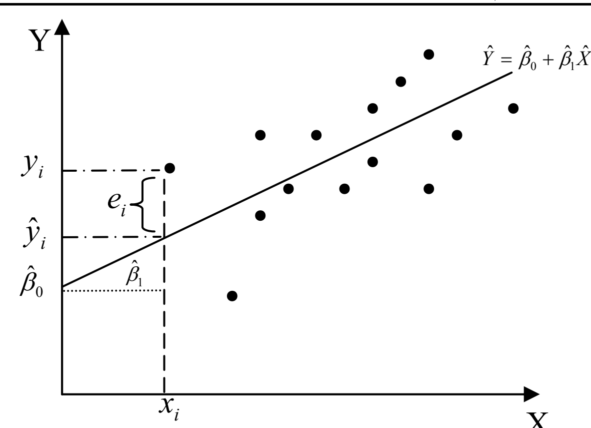
عند سحب عينة مكونة من n ثنائية : (y_1, x_1).......... (y_n, x_n) يكون التساؤل حول الخط الذي يُعبِّر بكيفية جيدة عن العلاقة : $Y_i=\beta_0+\beta_1X_i+\varepsilon_i$ ولذلك يجب تقدير المعاملين β_1,β_0 . فعند تمثيل ثنائيات المشاهدات في بيان يُظهر لنا تشتت هذه المشاهدات (الشكل رقم (2-2))، يكون هدفنا هو البحث عن تعديل يعبر تعبيرا جيدا عن العلاقة أعلاه. هناك طرق عديدة للتقدير ونقترح نحن أحسن وأنجعها وهي طريقة المربعات الصغرى.

3-2-1 طريقة المربعات الصغرى:

إن هذه الطريقة تحاول أثناء إيجاد أحسن تعديل بتدنئه مربعات الأخطاء (بين المشاهدات الفعلية والمقدرة) في مجموعها $\sum_{i=1}^{n}e_i^2$ ، حيث: $e_i=Y_i-\hat{Y}_i$. (أنظر الشكل رقم (2-2)).

[1] عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، **الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية** (عمان : دار الشروق للنشر والتوزيع، 1997)، ص506.

الشكل رقم (2-2) : الهدف من طريقة المربعات الصغرى.



المصدر: سلفادور دومينيك، **الإحصاء والاقتصاد القياسي** (طب 2 ؛ الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1993)، ص143.

وهذا ما يمكن كتابته رياضيا بــ : $Min\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = Min\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i\right)^2 \quad \Rightarrow \hat{\beta}_0 = ?\,, \hat{\beta}_1 = ?$

والشرط اللازم لتدنئة هذه العلاقة هو أن تكون المشتقات الجزئية بالنسبة β_1, β_0 معدومة أي :

$$\begin{cases} \dfrac{\partial}{\partial \hat{\beta}_0} \sum_i \left(Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i\right)^2 = 0 \\ \dfrac{\partial}{\partial \hat{\beta}_1} \sum_i \left(Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i\right)^2 = 0 \end{cases}$$

بعد حل جملة المعادلين السابقة نتحصل على تقدير معلمتي النموذج :

$$\begin{cases} \hat{\beta}_1 = \dfrac{n\sum_i X_i Y_i - \sum_i X_i \sum_i Y_i}{n\sum_i X_i^2 - \left(\sum_i X_i\right)^2} \text{.............}(2-2) \\ \hat{\beta}_0 = \overline{Y} - \hat{\beta}_1 \overline{X} \end{cases}$$

ومن المفيد استخدام صيغة مكافئة لتقدير $\hat{\beta}_1$: $\hat{\beta}_1 = \dfrac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$

حيث $x_i = X_i - \overline{X}$, $y_i = Y_i - \overline{Y}$ وتكون معادلة الانحدار المربعات الصغرى المقدرة (OLS):

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i \qquad \text{......}(2-3)$$

2-2-3 خصائص مقدرات المربعات الصغرى :

أ- خاصية عدم التحيز : التحيز هو ذلك الفرق بين مقدرة ما ووسط توزيعها، فإذا كان هذا الفرق يختلف عن الصفر نقول عن ذلك المقدر بأنه متحيز. وإذا عدنا إلى مقدرتي المربعات الصغرى فإننا نجــد $E(\hat{\beta}_1) = \beta_1\,, E(\hat{\beta}_0) = \beta_0$ ومنــه نقول أن $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ هما مقدرتين غير متحيزتين لــ β_0 و β_1 على التوالي.

ب- أفضل مقدر خطي غير متحيز BLUE : تنطلق هذه الفكرة من نظرية Gauss-Markov والتي تقول" مــن بــين المقدرات الخطية وغير المتحيزة، تكون مقدرتي المربعات الصغرى العادية $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ أفضل مقــدرتين خطيــتين وغــير متحيزتين، حيث أن لها أصغر تباين ممكن مقارنة مع بقية المقدرات الخطية وغير المتحيزة الأخرى".

ج-خاصية الاتساق[1]: إذا واجهنا مشكلة تحيز مقدرة ما، فإننا ننظر إلى الخاصية التقاربية لذلك المقدر، ويحدث ذلك لما يكون المتغير المستقل x عبارة عن متغير تابع ومتأخر بفترة زمنية ما (Lagged Endogenous Variable)، ونقول عن $\hat{\beta}$ بأنه مقدر متسق (Consistent estimator)، إذا : كلما $n \to \infty$ فإن توزيع المعاينة لـ $\hat{\beta}$ يقترب من القيمة الحقيقية β، ونقول أن النهاية الاحتمالية للمقدر $\hat{\beta}$ هي β ونكتب :

$$\underset{n\to\infty}{PLim}\left(\hat{\beta}\right)=\beta$$

لكن هذا الشرط غير كاف للحصول على مقدر متسق، بل يجب أن تكون قيمتي التحيز والتباين تقتربان أو تساويان الصفر كلما اقترب n من ما لا نهاية أي :

$$1.\quad \underset{n\to\infty}{Lim}\, E(\hat{\beta}) = \underset{n\to\infty}{PLim}\left(\hat{\beta}\right)=\beta$$

$$2.\quad \underset{n\to\infty}{Lim}\, Var(\hat{\beta}) = \underset{n\to\infty}{PLim}\,Var\left(\hat{\beta}\right)=0$$

وبتحقق هذين الشرطين نقول عن المقدر $\hat{\beta}$ بأنه مقدر متسق للمعلمة الحقيقية. إن المقدرات المحصل عليها لكل من β_0، β_1 وσ^2 سواء بطريقة المربعات الصغرى أو غيرها هي تقديرات نقطية، ولكن من المهم أن يكون لدى الاقتصادي أكثر من اختيار، ولذلك يجب أن نبني مجال لهذه المقدرات وذلك بقبول مستوى ثقة معين وهو ما نسميه بالتقدير المجالي لهذه المعالم.

3-3 الاختبارات الإحصائية حول معنوية المعالم :

بمعرفة توزيع $\hat{\beta}_0$ و$\hat{\beta}_1$ يمكن تكوين مجالات ثقة وإجراء اختبار الفرضيات الموضوعة حول معالم الانحدار β_0 وβ_1 على التوالي، تقترح مجالات الثقة مجالا للقيم التي يمكن أن تحتوي عليها معالم الانحدار الحقيقية، مع كل مجال ثقة نضع مستوى إحصائي للمعنوية، حيث إن احتمال احتواء المجال المذكور على معلمة الانحدار الحقيقية يكون واحد مطروحا منه مستوى المعنوية، أي $(1-\alpha)$، تستعمل مجالات الثقة على الخصوص لاختبار الفرضيات الإحصائية حول معنوية معالم الانحدار المقدرة.

والاختبار الشائع جدا هو فرضية العدم H_0، وتقترح على العموم بأنه لا يوجد أثر على النموذج من قبل متغير مستقل ما، ونظرا إلى أن الباحثين يتمنون قبول النموذج، فإن فرضية العدم توضع عادة لإثبات رفضها إذا أمكن ذلك. ونأمل رفض H_0 بإيجاد القيمة التقديرية $\hat{\beta}$ والتي تكون أكبر من الصفر، حتى نقبل النموذج.

إن أحد أهدافنا الأولية في القياس الاقتصادي هو تحليل البيانات، والمقارنة الآلية لعدة نماذج تعتبر عمليا صعبة، فتختبر النماذج عادة بالتسلسل من أجل الوصول إلى تقييم كل نموذج مثلما وُضع تحت الدراسة، هذا وأن كل نموذج يجب أن يُخَصَّص في شكل قابل لإختبار الفرضيات ميدانيا، وإن كانت البيانات غير متسقة مع النموذج، يكون هذا الأخير مرفوضا ونقبل النموذج البديل، ولهذا فإن اختبار الفرضيات يناسب نموذجا واحدا، وتدل نتائج هذه الاختبارات إما على قبول النموذج أو على رفضه.

إن اختيار مستوى المعنوية $(\alpha\%)$ يكون عادة عشوائيا، ويعتمد على نوع النهاية التي نريد الوصول إليها من النموذج، ويتغير واقعيا فيما بين الباحثين وكذلك بين أنواع النماذج المدروسة.

[1] تومي صالح، مرجع سابق، ص45.

3-3-1 اختبار القوة التفسيرية (جودة التوفيق) بواسطة R^2 :

تساعد البواقي (e_i) على قياس مدى تمثيل المعادلة المفروضة (في النموذج) لمشاهدات العينة، حيث أن القيمة الكبيرة للبواقي تعني بأن التمثيل يكون غير جيد والقيمة الصغيرة لهذه البواقي تعني تمثيلا جيدا للنموذج، إن المشكلة في إستعمال البواقي كمقياس لجودة التوفيق هو أن قيمة البواقي تعتمد على المتغير التابع Y، الذي نعرفه حول وسطه انطلاقا من الشكل (2-2) كما يلي :

$$Y_i = \hat{Y}_i + e_i$$
$$Y_i - \bar{Y} = \hat{Y}_i - \bar{Y} + e_i$$

وبتربيع طرفي المعادلة أعلاه وجمعها بالنسبة لكل i نجد : $\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum_i e_i^2$

وتعد هذه المعادلة مفيدة جدا لخدمة أغراضنا فيما يتعلق بقياس المقدرة التفسيرية، ولذا، فإنه من المهم أن نفحص بعناية معنى كل حد من حدودها[1]:

- ❖ $\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2$ هو مجموع مربعات الانحرافات الكلية في المتغير Y: Total Sum of Squares (TSS)
- ❖ $\sum_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$ فهو مجموع مربعات الانحرافات المشروحة : Explained Sum of Squares (ESS)
- ❖ ويبقى الحد الأخير $\sum_i e_i^2$ الذي هو مجموع مربعات البواقي : Residual Sum of Squares (RSS)

ومنه نعيد صياغة المعادلة السابقة على الشكل :

TSS=ESS+RSS

- وبتقسيم كل الأطراف على الانحرافات الكلية TSS نجد : $1 = \frac{ESS}{TSS} + \frac{RSS}{TSS}$

- ومنه نعرف معامل التحديد $R^2 = r^2$ كما يلي[2]: $R^2 = r^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$

وهو معامل التحديد الذي يقيس ويشرح نسبة الانحرافات الكلية أو التغيرات التي تحدث في المتغير التابع Y، والمشروحة بواسطة تغيرات المتغير المستقل X.

ويمكن حساب R^2 كالأتي : $R^2 = \frac{\sum \hat{y}_i^2}{\sum y_i^2} = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum y_i^2}$ ....(1-4)

حيث : $\sum \hat{y}_i^2 = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$

ويعتبر R^2 من أهم المعاملات التي تقيس علاقة الارتباط بين متغيرين، ووجود مثل هذه العلاقة يعني ضمنيا أن أحد هذين المتغيرين يعتمد في تغيره أو في حدوثه على المتغير الآخر[3]. وما دام RSS محصورا ما بين الصفر (قانون المربعات الصغرى) والقيمة TSS. فإن R^2 يكون معرفا وينتمي إلى المجال التالي: $0 \le R^2 \le 1$.

لما يكون RSS=0 هذا معناه أن R^2 يأخذ اكبر قيمة وهي 1، أي عندما تقع كل نقاط الملاحظات (Y_i, X_i) على الخط المقدر $\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X$ ، ويكون التوفيق أحسن ما يمكن.

---

[1] المرسي السيد الحجازي، عبد القادر محمد عطية، **مقدمة في الاقتصاد القياسي : المبادئ والتطبيقات** (الرياض : النشر العلمي والمطابع، 2001)، ص112.

[2] بالنسبة لنموذج الانحدار الخطي البسيط يكون معامل التحديد هو نفسه مربع معامل الارتباط ما بين متغيرين ، أما بالنسبة لنموذج الانحدار المتعدد يصبح هذا التعريف غير صحيح مثلما ما سنرى فيما بعد.

[3] حسن محمد حسن محمد، **أساسيات الإحصاء وتطبيقاته** (الإسكندرية : دار المعرفة الجامعية، بدون تاريخ)، ص 158.

أما لما ESS=0 (أي TSS=RSS)، فإن R^2 يأخذ أصغر (أسوء) قيمة له وهي الصفر (أي أنه لا توجد أية علاقة خطية ما بين المتغيرينYوX). ويمكن إيجاد العلاقة بين R^2 و $\hat{\beta}_1$، كما يلي :

حيث $y_i = Y_i - \overline{Y} \quad , x_i = X_i - \overline{X}$:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\hat{\beta}_i^2 \sum x_i^2}{\sum y_i^2} = \frac{\hat{\beta}_1 \sum x_i y_i}{\sum y_i^2}$$

2-3-3 توزيعات المعاينة لمقدرات المربعات الصغرى وأخطائها المعيارية :

لاختبار المعنوية الإحصائية لتقديرات معاملات الانحدار، يلزمنا معرفة تباين $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ حيث أن[1] :

$$\hat{\beta}_0 \longrightarrow \mathrm{N}\left(\beta_0, \sigma_\varepsilon^2 \frac{\sum_i X_i^2}{n\sum_i x_i^2}\right) \quad ، \quad \hat{\beta}_1 \longrightarrow \mathrm{N}\left(\beta_1, \sigma_\varepsilon^2 \frac{1}{\sum_i x_i^2}\right)$$

وحيث أن σ_ε^2 غير معلومة فإن تباين البواقي s^2 يستخدم كتقدير غير متحيز لتباين الأخطاء $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$: $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = s^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k}$

ولأن الهدف الأساسي من تقدير معادلة الانحدار هو استخدامها في التنبؤ بقيم المتغير التابع، ونظرا لما ذلك من أهمية لابد من التأكد من دقة هذه القيم المتنبأ بها، وذلك باستعمال مقياس يحدد درجة اختلاف هذه القيم عن القيم الفعلية، ويعرف هذا المقياس إحصائيا بالخطأ المعياري لمعادلة الانحدار، الذي يقدر بالعلاقة التالية[2] : $\sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n-k}}$.

ولما نعرف قيمة $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ يمكننا تغيير تباينات المجتمع $Var(\hat{\beta}_1)$ و $Var(\hat{\beta}_0)$ إلى تباينات العينة أو مقدرات التباينات، والمعادلات التالية تعطي تقديرات غير متحيزة لتباين $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$:

$$\begin{cases} V\hat{a}r(\hat{\beta}_0) = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \frac{\sum X_i^2}{n\sum x_i^2} = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum X_i^2}{n\sum x_i^2} \\ V\hat{a}r(\hat{\beta}_1) = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \frac{1}{\sum x_i^2} = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{1}{\sum x_i^2} \end{cases}$$

وبناءا على هذا التعريف تكون الانحرافات المعيارية (Standard déviations) هي الجذور التربيعية لتباينات المقدرات، أما الأخطاء المعيارية (Standard errors) فهي الجذور التربيعية لمقدرات الانحرافات المعيارية أي :

$$\begin{cases} SE(\hat{\beta}_0) = \sqrt{V\hat{a}r(\hat{\beta}_0)} = \hat{\sigma}_\varepsilon \sqrt{\frac{\sum X_i^2}{n\sum x_i^2}} = \sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum X_i^2}{n\sum x_i^2}} \\ SE(\hat{\beta}_1) = \sqrt{V\hat{a}r(\hat{\beta}_1)} = \hat{\sigma}_\varepsilon \frac{1}{\sqrt{\sum x_i^2}} = \sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{1}{\sum x_i^2}} \end{cases}$$

ثم نقارن هذه الانحرافات (الأخطاء المعيارية) مع القيم العددية لمقدرات المربعات الصغرى العادية $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$. فإذا كانت الأخطاء المعيارية أقل من نصف القيمة العددية لمقدرات المعالم $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$، (مثلا $SE(\hat{\beta}_1) < (\hat{\beta}_1 / 2)$)، نستنتج بأن تلك المقدرة مقبولة إحصائيا، وهذا معناه رفض الفرضية القائلة بأن $\hat{\beta}_1 = 0$، أما إذا كانت قيمة الأخطاء المعيارية أكبر من نصف قيمة المقدرة، فنقول عن تلك المقدرة بأنها غير جيدة إحصائيا.

---

[1] نعمة الله نجيب إبراهيم، **مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي** (الإسكندرية : مؤسسة شباب الجامعة ،2002)، ص148.

[2] لبيبة حسب النبي العطار، **مقدمة في الاستدلال الإحصائي** (الإسكندرية : الدار الجامعية للطباعة والنشر والتوزيع، 1993)، ص309.

3-3-3 مجال الثقة لمعالم الانحدار:

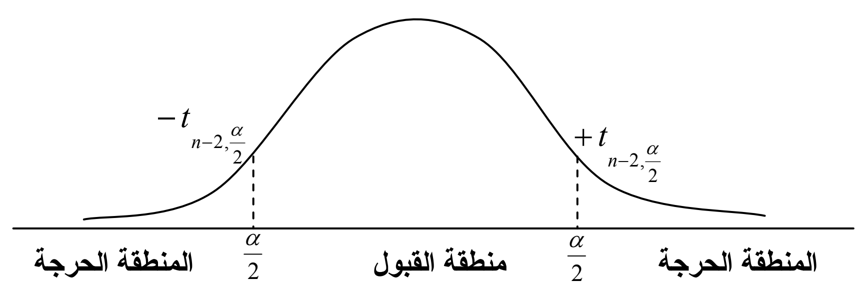
إن رفض فرضية العدم ليس معناه أن المقدرة $\hat{\beta}_0$ (أو $\hat{\beta}_1$) هي المقدرة الحقيقية لمعلمة المجتمع β_0 (أو β_1)، وإنما تعني بأن مقدراتنا حصلنا عليها من عينة مسحوبة من المجتمع الذي تكون معلمته تختلف عن الصفر، ولهذا نستعين بمجالات الثقة لأية معلمة، ولتكوين مجال الثقة من التوزيع t بالنسبة للمعلمة مثلا، β_0 نكتب القانون الخاص بهذه المعلمة :

$$\frac{\hat{\beta}_0 - \beta_0}{SE(\hat{\beta}_0)} \sim t_{(n-2)}$$

وعند مستوى معنوية $(\alpha\%)$ يكون مجال الثقة $[(1-\alpha)\%]$، ونجد من جدول التوزيع القيمة المحسوبة، $\pm t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$ وهـذا معناه أن احتمال وجود الإحصائية t ما بين $\pm t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$ يكتب على الشكل التالي :

$$\Pr\left[-t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \le \frac{\hat{\beta}_0 - \beta_0}{SE(\hat{\beta}_0)} \le +t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right] = 1-\alpha$$

الشكل رقم (2-3) : توزيع المعاينة لـــ $\hat{\beta}$ ثنائي الطرف



المصدر : تومي صالح، مرجع سابق، ص 55.

وإذا ضربنا (داخل الاحتمال) كل الأطراف بواسطة $SE(\hat{\beta}_0)$ وأضفنا β_0 لأطراف المتراجحة نجد :

$$\Pr\left[\hat{\beta}_0 - SE(\hat{\beta}_0)t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \le \beta_0 \le \hat{\beta}_0 + SE(\hat{\beta}_0)t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right] = 1-\alpha$$

لنجد في الأخير مجال الثقة لـــ β_0 مثلا :

$$C.I(\beta_0): \quad \beta_0 \in \left[\hat{\beta}_0 - SE(\hat{\beta}_0)t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \quad , \quad \hat{\beta}_0 + SE(\hat{\beta}_0)t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right]$$

وكلما كان مجال الثقة ضيقا كلما كان المقدر أحسن، لأن الأخطاء المعيارية $SE(.)$ تكون أصغر.

4-3-3 اختبار الفرضيات :

1-4-3-3 اختبار التوزيع t :

قد يكون النموذج المبني من طرفنا صحيحا أو غير صحيح، و تبثث صحته من خلال اختباره، ويتم ذلك بواسـطة فرض معلمة من معالم النموذج تساوي الصفر أو أي عدد آخر، وتسمى فرضية العدم H_0، وما دامت العلاقة بـين Y وX قائمة على أساس النموذج الخطي، فإن انعدام هذه العلاقة يعني بأن خط انحدار المجتمع هو عبارة عن خط أفقي، أي $(H_0 : \beta_1 = 0)$ وبما أن الافتراض H_0 خاضع للإختبار، فإنه لا يكون بالضرورة صحيحا، الأمر الذي يتطلب منا وضع

فرض بديل $H_1 : \beta_1 \neq 0$. وفي حالة معرفة إشارة β_1 مسبقا من النظرية الاقتصادية فإن الافتراض البديل يكون $H_1 : \beta_1 > 0$ (أو $H_1 : \beta_1 < 0$)، وإذا طلب منا اختبار الفرضية :

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = 0 & \text{فرضية العدم} \\ H_1 : \beta_1 \neq 0 & \text{ضد فرضية البديل} \end{cases}$$

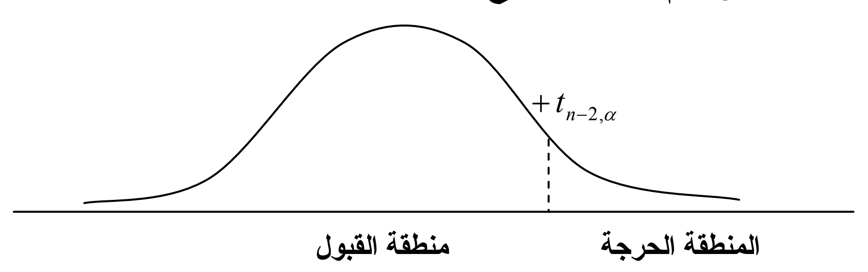
نكتب: $t_{n-2} = \dfrac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{SE(\hat{\beta}_1)} = t_c$ وهي القيمة المحسوبة.

وما دمنا نختبر فرضية العدم، نكتب : $t_{n-2} = \dfrac{\hat{\beta}_1}{SE(\hat{\beta}_1)} = t_c$ حيث نرفض H_0 بمستوى معنوية (α%) إذا كانت : $\left|\dfrac{\hat{\beta}_1}{SE(\hat{\beta}_1)}\right| > t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$ ، حيث $t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$ مأخوذة من جدول التوزيع t (ستودنت) وتسمى بالقيمة المجدولة[1]، ونقبل H_0 بمستوى معنوية (α%) إذا كانت : $\left|\dfrac{\hat{\beta}_1}{SE(\hat{\beta}_1)}\right| < t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$

أما إذا كانت إشارة β_1 معروفة مسبقا فإننا نكتب : $\left|\dfrac{\hat{\beta}_1}{SE(\hat{\beta}_1)}\right| \leq t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow$ نقبل H_0

ويكون الاختبار أحادي الطرف كما هو مبين في بالشكل التالي:

الشكل رقم (2-4) : توزيع المعاينة لــ $\hat{\beta}$ أحادي الطرف



المصدر: تومي صالح، مرجع سابق، ص 58.

توجد عدة تساؤلات لدى باحثي القياس الاقتصادي في الاختبار الإحصائي الأفضل بين معامل التحديد R^2 (أو مربع معامل الارتباط r^2) والأخطاء المعيارية للمقدرات SE(.) ، فأيهما أفضل؟، قيمة عالية لــR^2 أم قيمة منخفضة للأخطاء المعيارية للمقدرات؟.

على العموم يكون الاختبار سهلا لما نحصل على قيمة عالية لــ R^2 وقيمة منخفضة للأخطاء المعيارية، لكن في الحياة العملية لبحوث القياس الاقتصادي نادرا ما يحدث ذلك، حيث في أغلب الأحيان نحصل على قيمة عالية لــــ R^2 وفي نفس الوقت على قيم عالية للأخطاء المعيارية لبعض المقدرات!؟. ويرى في هذا السياق بعض منظري القياس الاقتصادي أن تُعطى الأهمية أكثر لقيمة R^2 العالية، ومن ثم يقبلون مقدرات المعالم غير مهتمين بعدم جدية المعنوية الإحصائية لبعض هذه المقدرات.

2-4-3-3 اختبار التوزيع F[2]: إن اختبار معنوية (أثر) المتغير المستقل X_i ($H_0 : \beta_1 = 0$) يمكن أن يكون في شكل توزيع F، حيث لدينا التوزيع الطبيعي المعياري :

$$\hat{\beta}_1 \rightsquigarrow N\left(\beta_1, \sigma_\varepsilon^2 \frac{1}{\sum_i x_i^2}\right) \Rightarrow \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sigma_\varepsilon / \sqrt{\sum x_i^2}} \rightsquigarrow N(0,1)$$

[1] أنظر الملحق رقم (1-1).
[2] تومي صالح، مرجع سابق، ص 59.

يمكن استنتاج :
$$\frac{\left(\hat{\beta}_1-\beta_1\right)^2}{\sigma_\varepsilon^2 \Big/ \sum x_i^2} \rightarrow \chi^2_{(1)}$$

وما دام $\left(\frac{RSS}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi^2_{(1)}$ ، ومستقل توزيعيا عن $\hat{\beta}_1$ ، فإنه بناءا على تعريف التوزيع F نجد :

$$\frac{\chi^2_{(1)}/1}{\chi^2_{(n-2)}/n-2} = \frac{\left(\hat{\beta}_1-\beta_1\right)^2\sum x_i^2}{\sum \hat{\varepsilon}_i^2/(n-2)} = \frac{\left(\hat{\beta}_1-\beta_1\right)^2\sum x_i^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \sim F_{1,n-2}$$

وإذا كانت الفرضية $H_0 : \beta_1 = 0$ صحيحة ينتج أن :
$$F = \frac{\left(\hat{\beta}_1\right)^2\sum x_i^2}{\sum \hat{\varepsilon}_i^2/(n-2)} = \frac{(n-2)\left(\hat{\beta}_1\right)^2\sum x_i^2}{RSS} \sim F_{1,n-2}$$

واعتمادا على النتائج السابقة يمكن كتابة الصيغة السابقة من الشكل :
$$F = \frac{\left(\hat{\beta}_1\right)^2\sum x_i^2}{RSS/(n-2)} = \frac{ESS/1}{RSS/(n-2)} \sim F_{1,n-2}$$

ونقول أننا نرفض $H_0 : \beta_1 = 0$ بمستوى معنوية $(\alpha\%)$ إذا :
$$F_{1,n-2} = \frac{\left(\hat{\beta}_1\right)^2\sum x_i^2}{RSS/(n-2)} = \frac{ESS/1}{RSS/(n-2)} > F_{\alpha,(1,n-2)}$$

حيث أن $F_{\alpha,(1,n-2)}$ هي القيمة المجدولة، وتؤخذ من جداول توزيع F[1]، وتقبل الفرضية H_0 إذا حدث العكس أي :
$$F_{1,n-2} = \frac{\left(\hat{\beta}_1\right)^2\sum x_i^2}{RSS/(n-2)} = \frac{ESS/1}{RSS/(n-2)} \le F_{\alpha,(1,n-2)}$$

وبالمقارنة مع التوزيع t نجد العلاقة التالية :
$$\frac{\left(\hat{\beta}_1\right)\sqrt{\sum x_i^2}}{\sqrt{RSS/(n-2)}} = \left(\frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\sigma}_\varepsilon \Big/ \sqrt{\sum x_i^2}}\right)^2 \sim \left[t_{n-2}\right]^2 \sim F_{\alpha,(1,n-2)}$$

ملاحظة (2-5): تصلح هذه النتيجة لما نختبر المعالم الفردية لنموذج الانحدار فقط.

ولإيجاد العلاقة الخاصة بالتوزيعين F، t معامل التحديد R^2 نعود للعلاقة : $R^2 = r^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$

ومنه نكتب :
$$ESS = R^2.TSS = R^2.\sum y_i^2$$
$$RSS = (1-R^2).TSS = (1-R^2).\sum y_i^2$$

ولنعوض ذلك في العلاقة: $F = \frac{ESS/1}{RSS/(n-2)} \sim F_{1,n-2}$ فنجد : $F = \frac{R^2/1}{\left(1-R^2\right)/(n-2)} = \frac{R^2}{\left(1-R^2\right)}.(n-2) \sim F_{1,n-2}$

ونظرا للعلاقة الموجودة ما بين التوزيعين F و t يمكن كتابة : $t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \sim t_{n-2}$.

4-3 التنبؤ Prédiction :

عقب تقييم نموذج الانحدار والتأكد من استيفاءه للفرضيات والمعايير الإحصائية، يصبح بالإمكان استخدامه لأغراض التنبؤ، وذلك بإيجاد قيم المتغير التابع Y بتغيير قيم المتغير المستقل X[2].

لنأخذ نموذجنا البسيط، ولنفرض أننا نعرف قيمة X في دورة التنبؤ (Forecating period)، و نرمز لها بالرمز X_f، فـإذا فرضنا أن البناء الهيكلي للمعادلة لا يتغير في المستقبل، تكون قيمة المتغير التابع Y في هذه الفترة f كما يلي :

$$Y_f = \beta_0 + \beta_1 X_f$$

[1] أنظر الملحق رقم (1-3).
[2] عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، مرجع سابق، ص519.

عندما نستعمل علاقة ما للتنبؤ بالقيمة Y_f، هناك مصدران لعدم الوضوح والدقة في تنبؤاتنا :

- عدم معرفتنا للمعلمتين β_0، β_1، وبالتالي يجب على الاعتماد على مقدرتي العينة $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ لكي تقدر القيمة Y_f، إن هذه القيمة هي وسط Y الموافق لـــ Y_f، أي :

$$E(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i$$
$$E(Y_f / X_f) = \beta_0 + \beta_1 X_f$$

- بالإضافة إلى أن الخطأ ε_f هو متغير عشوائي غير مشاهد، ولهذا حتى وإن عرفنـــا قـــيمتي β_0، β_1 وبالتـــالي استطعنا حساب $E(Y_f / X_f)$، ونستعين به في التنبؤ بقيمة Y_f نفسها، ثم نضع مجالا للتنبؤ بـــ Y_f، وما دام : $E(Y_f / X_f) = \beta_0 + \beta_1 X_f$ فيكون المقدر الطبيعي لها على الشكل: $\hat{Y}_f = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_f$.

ويمكن أن نبين بأن هذا المقدر هو مقدر غير متحيز لـــ$E(Y_f / X_f)$، وأنه بين المقدرات الخطية غير المتحيزة يعتـــبر هذا الأخير أحسنها (أي له أصغر تباين)، ويعرف باسم أفضل تنبؤ خطـــي غـــير متحيـــز أي Best Linear (BLUP) Unbiased Predictor ، وإذا فرضنا أن X مستقلة يكون تباين $\hat{Y}_f$ على الشكل:

$$Var(\hat{Y}_f) = Var(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_f) = Var(\hat{\beta}_0) + X_f^2 . Var(\hat{\beta}_1) + 2X_f Cov(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)$$

وبما أن:

$$\hat{\beta}_1 \sim N\left(\beta_1, \sigma_\varepsilon^2 \frac{1}{\sum_i x_i^2}\right) ، \quad \hat{\beta}_0 \sim N\left(\beta_0, \sigma_\varepsilon^2 \frac{\sum_i X_i^2}{n \sum_i x_i^2}\right) ، \quad Cov(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1) = \frac{-\overline{X}\sigma_\varepsilon^2}{\sum x_i^2}$$

فإننا نجد :

$$Var(\hat{Y}_f) = \sigma_\varepsilon^2 \left[\frac{1}{n} + (X_f - \overline{X})^2 . \sum (x_i / \sum x_i^2)^2\right]$$

ونلاحظ أن تباين مقدر التنبؤ ينخفض كلما[1] :

1. انخفضت القيمة $(X_f - \overline{X})^2$، أي كلما اقتربت X_f من وسط العينة $\overline{X}$.
2. ازدادت n حجم العينة.
3. ازدادت القيمة $\sum x_i^2$، أي كلما انخفضت القيمة $\sum (x_i / \sum x_i^2)^2$.

-لنأخذ الآن هذا المقدار $E(Y_f / X_f)$ كقيـــمة متنبأ بها (Predicted Value) بواسطة تقدير وسطها، إن مقدر الخطـــأ الداخل في هذا التنبؤ معطى بالعبارة : $\hat{\varepsilon}_f = Y_f - \hat{Y}_f$

ونسميه مقدر خطأ التنبؤ (Predicted error) أو (Forecast error) ثم نلاحظ أن:

$$E(\hat{\varepsilon}_f) = E(Y_f - \hat{Y}_f)$$

ويصبح تباين مقدر الخطأ هو: $Var(\hat{\varepsilon}_f) = Var(Y_f - \hat{Y}_f) = Var(Y_f) + Var(\hat{Y}_f)$

إن قيمة Y_f تعتمد مباشرة على ε_f، بينما تعتمد $\hat{Y}_f$ على أخطاء العينة $(\varepsilon_1, \varepsilon_2, ...\varepsilon_n)$ بواسطة المقدرتين $\hat{\beta}_0$، $\hat{\beta}_1$، وبالتالي يكون $Cov(Y_f, \hat{Y}_f) = 0$.

ونلاحظ أنه إذا كانت X مستقلة فإن: $Var(Y_f) = Var(\varepsilon_f) = \sigma_\varepsilon^2$ كما وجدنا من قبل.

[1] تومي صالح، مرجع سابق، ص65.

- وبمأنه لدينا :
$$Var(\hat{Y}_f)=\sigma_\varepsilon^2\left[\frac{1}{n}+(X_f-\overline{X})^2.\sum\left(x_i/\sum x_i^2\right)^2\right]$$

- فإننا نجد :
$$Var(\hat{\varepsilon}_f)=\sigma_\varepsilon^2\left[1+\frac{1}{n}+(X_f-\overline{X})^2.\sum\left(x_i/\sum x_i^2\right)^2\right]$$

ولنعرف $Var(\hat{\varepsilon}_f)=\sigma_{\varepsilon_f}^2$ لنجد أن :
$$\sigma_{\varepsilon_f}^2=\sigma_\varepsilon^2\left[1+\frac{1}{n}+(X_f-\overline{X})^2.\sum\left(x_i/\sum x_i^2\right)^2\right]$$

ومنه فإن المقدر غير المتحيز لتباين خطأ التنبؤ $V\hat{a}r(\hat{\varepsilon}_f)$ هو:
$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}^2=\hat{\sigma}_\varepsilon^2\left[1+\frac{1}{n}+(X_f-\overline{X})^2.\sum\left(x_i/\sum x_i^2\right)^2\right]$$

ونلاحظ أنه كلما كبر حجم $\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}^2$ تقترب من $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$، أي :
$$\lim_{n\to\infty}\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}^2=\hat{\sigma}_\varepsilon^2$$

ولهذا فعندما يكون حجم العينة كبيرا يمكن استعمال $\hat{\sigma}_\varepsilon$ كتقريب لـــ $\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}$.

نأمل الآن في إيجاد مقياس لتحديد دقة هذا التنبؤ لـــ Y_f، وللقيام بذلك نفرض توزيعا احتماليا معينا للاضـــطرابات العشوائية، وهو التوزيع الطبيعي. ثم ما دام ε_f موزع طبيعيا وكذلك Y_f، كما أن أخطاء العينة $(\varepsilon_1,\varepsilon_2,......\varepsilon_n)$ موزعة طبيعيا، وكذلك $\hat{\beta}_1$، $\hat{\beta}_0$ فإن $\hat{Y}_f$ تكون موزعة طبيعيا أيضا، ولهذا فإن خطأ التنبؤ $\hat{\varepsilon}_f=Y_f-\hat{Y}_f$ يكون متغير عشوائيا موزعا توزيعا طبيعيا بوسط مساو للصفر وتباين هو $\sigma_{\varepsilon_f}^2$ أما مقدر هذا التباين فهو $\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}^2$، ومنه فإن :
$$Z=\frac{\hat{\varepsilon}_f}{\sigma_{\varepsilon_f}}\sim N(0,1)$$

كما أن $\sigma_{\varepsilon_f}^2$ تعتمد على القيمة غير المعروفة σ_ε^2، فعمليا نعوض بمقدرها $\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}^2$ لتعطي المتغير العشوائي للتوزيع t :
$$\frac{\hat{\varepsilon}_f}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}}=\frac{Y_f-\hat{Y}_f}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}}\sim t_{n-2}$$

وإذا كانت $t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$ هي القيمة الحرجة (من الجدول)لتوزيع t بحيث تحقق :
$$\Pr\left[-t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\leq\frac{Y_f-\hat{Y}_f}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}}\leq+t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right]=1-\alpha$$

فإن مجال الثقة للتنبؤ يكون :
$$\left[\hat{Y}_f-\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}.t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\leq Y_f\leq\hat{Y}_f+\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}.t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right]$$

أي :
$$Y_f\in\left[\hat{Y}_f-\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}.t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\quad,\quad\hat{Y}_f+\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}.t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right]$$

$$CI(Y_f):\hat{Y}_f\pm\hat{\sigma}_{\varepsilon_f}.t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}$$

4- تحليل الانحدار الخطي المتعدد :

تعميما لما رأيناه في حالة الانحدار البسيط سوف ننتقل إلى معادلة تحتوي على أكثر من متغير مستقل، لكننا نحتفظ بفرضية الشكل الخطي المختصر، حيث يكون المتغير التابع هو المتغير الداخلي الوحيد في المعادلة، ويستخدم تحليل الانحدار الخطي المتعدد لاختبار الفروض عن العلاقة بين متغير تابعY، وإثنين أو أكثر من المتغيرات المستقلة $(X_1, X_2, X_3.........)$. وكمثال على ذلك نأخذ نموذج الانحدار الثلاثي[1] :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i \qquad i = 1.........n$$

الفرض الإضافي (إلى فروض النموذج الخطي البسيط) أنه لا توجد علاقة خطية تامة بين المتغيرات المستقلة $(X_1, X_2, X_3.........)$، ويمكن الحصول على تقديرات معالم المربعات الصغرى العادية OLS بإيجاد النهاية الصغرى لمجموع مربعات البواقي :

$$Min\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = Min\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \hat{Y}_i\right)^2 = Min\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_{1i} - \hat{\beta}_2 X_{2i}\right)^2$$

ويعطي هذا المعادلات الطبيعية الثلاثة التالية :

$$\sum Y_i = n\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sum X_{1i} + \hat{\beta}_2 \sum X_{2i}$$
$$\sum X_{1i} Y_i = \hat{\beta}_0 \sum X_{1i} + \hat{\beta}_1 \sum X_{1i}^2 + \hat{\beta}_2 \sum X_{1i} X_{2i}$$
$$\sum X_{2i} Y_i = \hat{\beta}_0 \sum X_{2i} + \hat{\beta}_1 \sum X_{1i} X_{2i} + \hat{\beta}_2 \sum X_{2i}^2$$

والتي (عندما يعبر عنها في صورة انحرافات المتغيرات عن متوسطاتها) يمكن حلها آنيا كالأتي :

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\left(\sum x_1 y\right)\left(\sum x_2^2\right) - \left(\sum x_2 y\right)\left(\sum x_1 x_2\right)}{\left(\sum x_1^2\right)\left(\sum x_2^2\right) - \left(\sum x_1 x_2\right)^2}$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\left(\sum x_2 y\right)\left(\sum x_1^2\right) - \left(\sum x_1 y\right)\left(\sum x_1 x_2\right)}{\left(\sum x_1^2\right)\left(\sum x_2^2\right) - \left(\sum x_1 x_2\right)^2}$$

$$\hat{\beta}_0 = \overline{Y} - \hat{\beta}_1 \overline{X}_1 - \hat{\beta}_2 \overline{X}_2$$

(حيث $x_1 = X_1 - \overline{X}, x_2 = X_2 - \overline{X} \quad y = Y - \overline{Y}$)

وتكون معادلة الانحدار المربعات الصغرى المقدرة (OLS) : $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i}$

ويقيس المقدر $\hat{\beta}_1$ التغير في Y بالنسبة لتغير مقداره الوحدة في X_1 مع تثبيت X_2، وتعرف $\hat{\beta}_2$ على نفس النمط، وتسمى المقدرات $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_2$ بمعاملات الانحدار الجزئية، وتكون $\hat{\beta}_0$، $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_2$ BLUE.

4-1 صيغة نموذج الانحدار الخطي ذو k متغير مستقل :

يستند النموذج الخطي العام على افتراض وجود علاقة خطية ما بين متغير معتمد (Y_t) وعدد ($k \geq 2$) من المتغيرات المستقلة[2]:

$$Y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + ... + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \qquad i = 1.........n$$

$$Y_i = \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{ji} + \varepsilon_i \qquad i = 1.........n$$

---

[1] سمير محمد عبد العزيز، **الاقتصاد القياسي : مدخل في اتخاذ القرارات** (الإسكندرية : مكتبة الإشعاع للطباعة والنشر والتوزيع، 1997)، ص 236.

[2] أموري هادي كاظم الحسناوي، **طرق القياس الاقتصادي**، ص 72.

رغم هذا لا يمكن للمتغيرات الـــ k أن تفسر Y بشكل تام، لأنه لا يمكننا في غالب الأحيان حصر جميع الظـــواهر المؤثرة على Y (الظواهر غير قابلة للتكميم)، لذلك يُدرج حد الخطأ ε_i الذي يتضمن كل المعلومات التي لا تقـــدمها المتغيرات المفسرة . وتكون المشاهدات i موزعة بالشكل التالي :

المشاهدة الأولى : $(Y_1, X_{11}, X_{21}, X_{31}, ..., X_{k1})$

المشاهدة الثانية : $(Y_2, X_{12}, X_{22}, X_{32}, ..., X_{k2})$

....

المشاهدة رقم n: $(Y_n, X_{1n}, X_{2n}, X_{3n}, ..., X_{kn})$

الــ n مشاهدة تعطينا n معادلة :

$$(A)\begin{cases} Y_1 = X_{11}\beta_1 + X_{21}\beta_2 + X_{31}\beta_3 + ... + X_{k1}\beta_k + \varepsilon_1 \\ Y_2 = X_{12}\beta_1 + X_{22}\beta_2 + X_{32}\beta_3 + ... + X_{k2}\beta_k + \varepsilon_2 \\ \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ Y_n = X_{1n}\beta_1 + X_{2n}\beta_2 + X_{3n}\beta_3 + ... + X_{kn}\beta_k + \varepsilon_n \end{cases}$$

هذا النظام (A) يمكن التعبير عنه بالمصفوفات بالشكل التالي:

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

$$\underset{(n\times 1)}{Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}}, \quad \underset{(n\times k)}{X = \begin{pmatrix} X_{11} & X_{21} & \cdots & X_{k1} \\ X_{12} & X_{22} & \cdots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1n} & X_{2n} & \cdots & X_{kn} \end{pmatrix}}, \quad \underset{(k\times 1)}{\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}}, \quad \underset{(n\times 1)}{\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}}$$

2-4 الفرضيات :

إن بناء نموذج الانحدار الخطي يجب أن يكون مستوفيا لعدد من الفرضيات التي يمكن إجمالها بما يلي[1] :

- ❖ الفرضية الأولى : المتغيرات المفسرة المهملة في النموذج لها أثر متوسط معدوم $E(\varepsilon)=0$.
- ❖ الفرضية الثانية :

$$\begin{cases} V(\varepsilon_i)=\sigma^2 \qquad i=1........n \quad \Leftrightarrow \quad V(\varepsilon)=\sigma^2 I_n \\ Cov(\varepsilon_i,\varepsilon_j)=0 \qquad \forall i\neq j \end{cases}$$

حيث أن $(V(\varepsilon_i)=\sigma^2 \quad i=1........n)$ هي فرضية تجانس التباين "Homoscédasticité" لمختلف الحـــدود العشـــوائية (الأخطاء)، وهذا كفيل بإبعاد الحالة التي يكون فيها الأخطاء تتبع تغيرات قيم المتغيرات المفسرة.

و$[Cov(\varepsilon_i,\varepsilon_j)=0 \quad \forall i\neq j]$، أي أن الأخطاء ليست مرتبطة ببعضها، وأن نتيجة تجربة لا تؤثر على بقية النتائج.

- ❖ الفرضية الثالثة: المصفوفة X "non-stochastique" غير عشوائية وثابتة : تعني بأن قيم المتغيرات المستقلة يمكن مراقبتها، وبالإضافة إلى ذلك نفترض X ثابتة لضمان بأن قيم المتغيرات المستقلة لا تتغير من حين لآخر.
- ❖ الفرضية الرابعة : رتبة المصفوفة X هي k : عدد المشاهدات n هو أكبر مـــن عـــدد المـــتغيرات المفســـرة k. [رتبة (X) =k]، وهي الحالة التي تلغي الارتباط الخطي للمتغيرات المفسرة.

وسنعالج فيما بعد كيف نحل المشكل الخاص بالتقدير لمعاملات النموذج في حالة ما إذا رفعـــت فرضـــية أو عـــدة فرضيات من الفرضيات سالفة الذكر.

[1] عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، مرجع سابق، ص ص 506-508.

4-3 تقدير العلم β وتباين الأخطاء σ^2 :

في النموذج $Y = X\beta + \varepsilon$ المجاهيل الوحيدة هي β و ε، المصفوفتان Y،X هي معطيات النموذج، ويجب الإشارة أن ε غير مشاهدة، ولذلك حتى معرفة β لا تسمح للمتغيرات المستقلة أن تعطي القيمة الحقيقية لــY بالضبط.

وعلينا إذن تقدير β بشكل يجعل $\hat{Y}$ أقرب ما يمكن للمتغير التابع Y، ولهذا الغرض توجد عدة طرق، فيما نستعرض نحن طريقتي المربعات الصغرى والمعقولية العظمى.

4-3-1 طريقة المربعات الصغرى :

أ- تقدير العلم β : تهدف هذه الطريقة إلى إيجاد تقدير للشعاع β الذي يُصَغِّر مجموع المربعات الأخطاء e_i بين القيمة المقدرة $\hat{Y}$ والقيمة الحقيقية Y.

$$Min\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = Min\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \hat{Y}_i\right)^2$$

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i \qquad i = 1.......n \qquad \Rightarrow \quad e = Y - \hat{Y} = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ e_n \end{pmatrix}$$

$$Min\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \hat{Y}_i\right)^2 = Min\left(Y - \hat{Y}\right)\left(Y - \hat{Y}\right) = Min\, e'.e$$

نسمي :
$$\Gamma\left(Y, X, \hat{\beta}\right) = \left(Y - \hat{Y}\right)\left(Y - \hat{Y}\right) = \hat{Y}'\hat{Y} - 2\hat{Y}'Y + Y'Y = \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} - 2\hat{\beta}'X'Y + Y'Y$$

حيث : $\hat{Y} = X\hat{\beta}$. ومنه الهدف هو $\underset{\hat{\beta}}{Min}\,\Gamma\left(Y, X, \hat{\beta}\right)$

وإذا كان $\hat{\beta}$ موجود فيجب أن يحقق الشروط الضرورية :

$$\frac{\partial \Gamma\left(Y, X, \hat{\beta}\right)}{\partial \beta} = 0$$

$$\Rightarrow 2(X'X)\hat{\beta} - 2X'Y = 0$$

وبما أن رتبة X هي k فإن : $(X'X)$ مصفوفة مربعة $(k \times k)$ رتبتها k وتقبل معكوس $(X'X)^{-1}$.

ومنه:
$$2(X'X)\hat{\beta} - 2X'Y = 0 \quad \Rightarrow (X'X)\hat{\beta} - X'Y = 0$$

نضرب طرفي المعادلة بــ $(X'X)^{-1}$ لنحصل على : $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ وهو تقدير لــ β .

وللتأكد من أن $\hat{\beta}$ المحصل عليه هو قيمة دنيا لــ $\Gamma\left(Y, X, \hat{\beta}\right)$، يجب تحقيق الشرط من الدرجة الثانية :

$$\frac{\partial^2 \Gamma\left(Y, X, \hat{\beta}\right)}{\partial \beta \partial \beta} = \left(X'X\right) > 0$$

(وهي مصفوفة موجبة معرفة ومنه فإن $\hat{\beta}$ هو نهاية صغرى)

والآن لنرمز بــ A للمصفوفة $(X'X)^{-1}X'$ ، $A_{(k\times n)}$ حيث:

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{k1} & a_{k2} & \cdots & a_{kn} \end{pmatrix} \Rightarrow \hat{\beta} = A.Y \qquad \therefore \hat{\beta}_i = \sum_{j=1}^{n} a_{ij} Y_j \quad , i = 1......k$$

ومنه نرى أن مختلف المقدرات $\left(\hat{\beta}_k.......\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_1\right)$ هي على شكل خطي مع المتغير Y .

كذلك لدينا : $Y = X\beta + \varepsilon$ ومنه :

$$\Rightarrow E\left(Y\right) = E\left(X\beta + \varepsilon\right) = X\beta$$

$$\therefore E\left(\hat{\beta}\right) = E\left[(X'X)^{-1}X'Y\right] = \beta$$

نستنتج أن التقدير $\hat{\beta}$ لــ β المحصل عليه بطريقة المربعات الصغرى غير متحيز. بالإضافة إلى ذلك فإن $\hat{\beta}$ هو التقدير الأفضل من ضمن كل التقديرات الخطية غير المتحيزة والخطية لــ β (BLUE).

ب- تقدير تباين الأخطاء σ^2 :

إحدى فرضيات النموذج $Y = X\beta + \varepsilon$ هي $V(\varepsilon) = \sigma^2 I_n$ وبما أن σ^2 غير معروف، نحاول أن نجد له تقديرا :

$$e = Y - X\hat{\beta} = Y - X(X'X)^{-1}X'Y = (I - X(X'X)^{-1}X')Y$$

نسمي $M = (I - X(X'X)^{-1}X')$ ، M هي مصفوفة دورية أي $M^2=M$ ، بالإضافة إلى ذلك MX=0

ومنه : $e'e = \varepsilon'M'M\varepsilon$ ولكن $M' = M$ ومنه : $e'e = \varepsilon'M\varepsilon$

ويجب الملاحظة أن $e'e$ هو عدد ثابت لأن $e_{(n\times1)}$ ومنه أثر $(e'e)$ = $e'e$.

$\Leftarrow$ أثر $(e'e)$ = أثر $(\varepsilon'M\varepsilon)$، ونعلم أيضا أن أثر (AB)=أثر (BA).

يكون لدينا إذن : أثر $(\varepsilon'M\varepsilon)$=أثر $(\varepsilon\varepsilon'M)$

$\Rightarrow \quad E(e'e) = E$ [أثر $(e'e)$] = [أثر $(\varepsilon\varepsilon'M)$]

أثر $(E(\varepsilon\varepsilon')M)$ = أثر $(E(\varepsilon'\varepsilon M))$

وفرضا أن : $E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2 I_n$ ومنه : $E(e'e) = \sigma^2[Tr(I_n M)] = \sigma^2[Tr(M)]$

وبما أن $M = (I - X(X'X)^{-1}X')$ ، ونعلم أن أثر (I_n)=n ($Tr\ I = n$) وانطلاقا من أن أثر (AB)=أثر (BA).فإن :

أثر $\left[X((X'X)^{-1}X')\right]$ = أثر $\left[((X'X)^{-1}X')X\right]$ = أثر (I_k) = $\sum_{i=1}^{k} 1$ = k.

$(X'X)^{-1}X'X$ هي مصفوفة $(k\times k)$ $\Leftarrow$ $I_k = (X'X)^{-1}X'X$

وأخيرا : أثر (M) = أثر $(I - X(X'X)^{-1}X')$ = أثر (I) - أثر $(X(X'X)^{-1}X')$ = $k - n$

ومنه : $E(ee') = \sigma^2(Tr(M)) = \sigma^2(n-k)$.

لكي نحصل على تقدير غير متحيز لــ σ^2 يكفي قسمة العبارة على $(n-k)$.

<u>ملاحظة</u> (2-6): في حالة الانحدار البسيط $(Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i)$ التقدير غير المتحيز لــ σ^2 هو :

حيث
- n : عدد المشاهدات
- 2 : عدد المعاملات الواجب تقديرها
- n-1: عدد درجات الحرية

$$\hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{\sum_1^n e_i}{n-2}$$

في حالة الانحدار المتعدد أين هناك k وسيط للتقدير $\beta_{(k\times1)}$ و n عدد المشاهدات، وهذا يُعطي عدد درجات الحرية (n-k)

: $\hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{e'e}{n-k}$ حيث : $E(\hat{\sigma}^2) = \frac{E(e'e)}{n-k} = \sigma^2$

2-3-4 طريقة المعقولية العظمى :

بفرض أن :

$$\begin{cases} \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) & i = 1........n \\ E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 & \forall i \neq j \end{cases}$$

إذن : $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \qquad Y = X\beta + \varepsilon$

ومنه دالة المعقولية (الكثافة) لـــ ε هي :

$$L(\varepsilon)=\frac{1}{\left(2\pi\sigma^2\right)^{n/2}}.\exp\left\{-\frac{1}{2}.\frac{e'e}{\sigma^2}\right\}$$

$$L(\varepsilon)=\prod_{i=1}^{n}\frac{1}{\left(2\pi\sigma^2\right)^{1/2}}.\exp\left\{-\frac{\sum e_i^2}{2\sigma^2}\right\}$$

$$\varepsilon=Y-X\beta \quad \Rightarrow L\left(Y,X\beta,\sigma^2 I_n\right)=\frac{1}{\left(2\pi\sigma^2\right)^{n/2}}.\exp\left\{-\frac{1}{2}.\frac{\left(Y-X\beta\right)'\left(Y-X\beta\right)}{\sigma^2}\right\}$$

لنأخذ لوغاريتم دالة المعقولية :

$$\log L\left(Y,X\beta,\sigma^2 I_n\right)=-\frac{n}{2}\log 2\pi-\frac{n}{2}\log\sigma^2-\frac{1}{2}.\frac{\left(Y-X\beta\right)'\left(Y-X\beta\right)}{\sigma^2}$$

الشروط الضرورية لكي تكون $\log L$ عند قيمتها العظمى هي:

$$a).\quad \frac{\partial\log L\left(Y,X\beta,\sigma^2 I_n\right)}{\partial\beta}=0\Leftrightarrow-\frac{1}{2\sigma^2}\frac{\partial}{\partial\beta}\left(Y'Y-2Y'X\beta+\beta'X'X\beta\right)=0$$

$$\Leftrightarrow\frac{1}{2\sigma^2}\left(X'Y-X'X\beta\right)=0$$

$$b).\quad \frac{\partial\log L\left(Y,X\beta,\sigma^2 I_n\right)}{\partial\sigma^2}=0\Leftrightarrow-\frac{n}{2}.\frac{1}{\sigma^2}+\frac{1}{2}.\frac{1}{\sigma^4}\left(Y-X\beta\right)'\left(Y-X\beta\right)$$

الشرط a إذا كانت $X'X$ رتبتها k يعطينا :

$$\bar{\hat{\beta}}=\left(X'X\right)^{-1}X'Y \qquad ......(2-5)$$

وهذا المقدر هو نفسه المحصل عليه بطريقة المربعات الصغرى . والشرط b يعطينا : $\hat{\sigma}^2=\bar{s}^2=\frac{1}{n}\left(Y-X\bar{\hat{\beta}}\right)'\left(Y-X\bar{\hat{\beta}}\right)$

المقدر $\bar{s}^2$ لـــ σ^2 متحيز لأن :

$$\left.\begin{array}{l} e=Y-X\bar{\hat{\beta}}\Rightarrow\bar{s}^2=\dfrac{e'e}{n} \\ E\left(\bar{s}^2\right)=\dfrac{E\left(e'e\right)}{n}\hat{\sigma}^2=\bar{s}^2=\dfrac{1}{n}E\left[(n-k).s^2\right] \end{array}\right\}$$

علما أن : $E\left(s^2\right)=\sigma^2$ وهذا يؤدي إلى :

$$E\left(\bar{s}^2\right)=\frac{(n-k)}{n}\sigma^2\neq\sigma^2$$

النتيجة : أن المقدر $\hat{\beta}$ لـــ β بطريقة المعقولية العظمى غير متحيز، لكن المقدر $\bar{s}^2$ لـــ σ^2 متحيز.

4-4 اختبار جودة التوفيق والارتباط :

عندما يكون لدينا أكثر من متغير مستقل في نموذج الانحدار الخطي، ننتقل من معامل التحديد العادي (معامل الارتباط البسيط) إلى معامل التحديد المضاعف، وفي حين أن الأول يقيس العلاقة بين متغير مستقل وآخر تابع، فإن الثاني وبالإضافة إلى نفس الدور فإنه يمكن أن يدرس العلاقة الموجودة ما بين المتغير التابع Y وعدة متغيرات مستقلة مرة واحدة، ويسمى بمعامل التحديد المتعدد. كما أنه يمكن أن نبين العلاقة بين متغير مستقل وعدة متغيرات مستقلة أخرى بواسطة معامل يسمى بمعامل الارتباط المتعدد، ويستعمل عادة في اختبارات اكتشاف التعدد الخطي، حيث يعتمد عليه الباحثان Farrar-Glauber في شكل معاملات تحديد جزئية على شكل $R^2_{X_j,X_1,X_2,......X_k}$ حيث أنه يربط ما بين المتغير المستقل X_j وبقية المتغيرات المستقلة الأخرى من غير X_j.

أما معامل التحديد المتعدد R^2 فهو يشير إلى النسبة التي يمكن تفسيرها من التغير الكلي في المتغير التابع (Y) بدلالة المتغيرات المستقلة المدرجة في المعادلة[1]، ويستعمل كمقياس لجودة التوفيق في نموذج الانحدار المحتوي على k متغير مستقل، ولحسابه يمكن إتباع نفس الطريقة المستعملة في النموذج الخطي البسيط : TSS=ESS+RSS

ففي النموذج ذي متغيرين مستقلين : $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$ يمكن حساب R^2 على الشكل :

$$R^2 = r^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{\hat{\beta}_1 \sum x_{1i} y_i + \hat{\beta}_2 \sum x_{2i} y_i}{\sum y_i^2}$$

أما بالنسبة للنموذج المتعدد : $i = 1.........n$ $\quad Y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + ... + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i$

$$Y_i = \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{ji} + \varepsilon_i \qquad i = 1.........n$$

فيكون :

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{\hat{\beta}_1 \sum x_{1i} y_i + \hat{\beta}_2 \sum x_{2i} y_i + ... + \hat{\beta}_k \sum x_{ki} y_i}{\sum y_i^2}$$

حيث :

$$y_i = Y_i - \overline{Y} \quad , \quad x_{ji} = X_{ji} - \overline{X}_j \qquad \forall j = 1.....k \,, \forall i = 1.......n$$

وتتراوح قيمة R^2 بين 0 (عندما لا تُفَسِّر معادلة الانحدار أيا من التغير في Y)، و1 (عندما تقع كل النقاط على خط الانحدار). ولكن هناك مجموعة من المشاكل نواجهها مع استعمال R^2 منها :

- ❖ أولا: كل نتائجنا الإحصائية تأتي من الفرضية القائلة بأن نموذجنا المبني في المعادلة $Y = X\beta + \varepsilon$ يكون صحيحا، ثم ليس لدينا طريقة أو قيمة إحصائية بديلة للمقارنة.
- ❖ ثانيا: إن R^2 غير حساس لعدد المتغيرات المستقلة والموجودة بالنموذج، حيث إن إضافة متغيرات مستقلة أخرى لمعادلة الانحدار لا يمكن أبدا أن تُقلل من قيمة R^2، وبالعكس فإنها يمكن أن تزيد من قيمته (لأن إضافة متغير مستقل جديد للنموذج لا يؤثر في التغيرات الكلية TSS، بينما يزيد في قيمة الانحرافات المشروحة ESS)، ويصبح تفسير واستعمال R^2 صعبا عندما يكون النموذج بدون الحد الثابت، حيث ليس بالضرورة في هذه الحالة أن يكون محصور بين 0 و1.

إن الصعوبات في استعمال R^2 كمقياس لجودة التوفيق راجعة لأن هذا المعامل يعتمد على التغيرات الحاصلة في Y (المشروحة وغير المشروحة)، وبالتالي فإنه لا يأخذ بعين الاعتبار عدد درجات الحرية في أي مشكل إحصائي. ولهذا الغرض يُستعمل معامل أخر يسمى معامل التحديد المصحح $\overline{R}^2$.

فإذا كان تعريف R^2 هو : $R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$ ، فإن تعريف $\overline{R}^2$ هو : $\overline{R}^2 = 1 - \frac{RSS/(n-k)}{TSS/(n-1)}$

حيث n : عدد المشاهدات و k : عدد المعالم المقدرة. وبتعويض بسيط نجد : $\overline{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{(n-k)}{(n-1)}$

ومن المعادلة الأخيرة أعلاه، تظهر العلاقة بين R^2 و $\overline{R}^2$ حيث أن :

1. $R^2 \geq \overline{R}^2$ إذا كانت $k > 1$
2. $R^2 = \overline{R}^2$ إذا كانت $k = 1$
3. $\overline{R}^2$ يمكن أن يأخذ قيما سالبة .

[1] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص 230.

إذا كان حجم العينة n كبيرا، فإن R^2 و $\overline{R}^2$ يقتربان قي قيمتهما، لكن في العينات الصغيرة، إذا كان عدد المتغيرات المستقلة كبيرا $(n \geq k)$ بالمقارنة مع حجم العينة، فإن $\overline{R}^2$ يقل بكثير على R^2، ويمكن أن يأخذ قيما سالبة، في هذه الحالة يجب شرحه على أساس أن قيمته تساوي الصفر.

إذن $\overline{R}^2$ له مجموعة من الخصائص تجعله وسيلة قياس جودة التوفيق أفضل من R^2، فهو على الأقل يُجيب على تساؤلات بعض الباحثين حول أهمية زيادة عدد المتغيرات للنموذج، بدون التفكير في سبب ظهور هذه المتغيرات على كل حال، رغم ذلك لا يجب التفكير في أن $\overline{R}^2$ يحل كل المشاكل المتعلقة بالمقياس R^2 لجودة التوفيق، حيث أن القرار حول إمكانية ظهور بعض المتغيرات في النموذج أم لا، تبقى معتمدة على اعتبارات نظرية أخرى في القياس الاقتصادي، كما أن القيمة العددية لـ $\overline{R}^2$ تكون جد حساسة لنوع المعطيات (البيانات) المستعملة.

4-5 اختبارات المعنوية لتقديرات المعالم :

بإدخال قانون التوزيع الطبيعي المتعدد ونظرا إلى أن $\hat{\beta}$ هو دالة خطية لموجه الأخطاء العشوائية، فإن هذا المتغير له صفة المتغير العشوائي ويتبع كذلك قانون التوزيع الطبيعي المتعدد حيث أن : $\hat{\beta} = \beta + A\varepsilon \quad et\ A = (X'X)^{-1}X'$

ومنه فإن : $\hat{\beta} \sim N\left(\beta, \sigma_{\varepsilon}^2 (X'X)^{-1}\right)$

ثم لدينا بواقي المربعات الصغرى: $e = M\varepsilon$ إذ أن : $e'e = \varepsilon' M \varepsilon$ مع $M = (I - X(X'X)^{-1}X')$.

$$\frac{e'e}{\sigma_{\varepsilon}^2} = \frac{\varepsilon' M \varepsilon}{\sigma_{\varepsilon}^2} = \frac{(n-k)\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2} \sim \chi_{n-k}^2$$

ومع الخاصية MX=0 يكون الموجهان $\hat{\beta}$ و e يتبعان التوزيع الطبيعي المتعدد ومستقلين عن بعضهما البعض، وبالتالي فهما موجهان متعامدان حيث :

$$Cov(e, \hat{\beta}) = E\left[e(\hat{\beta} - \beta)'\right] = E[M\varepsilon\varepsilon' A']$$

$$= \sigma_{\varepsilon}^2 MA = 0 \quad , MX = 0$$

ومنه نستنتج أن موجه المقدرات $\hat{\beta}$ مستقل كذلك عن $e'e$، والذي يستلزم أن $\hat{\beta}$ موزع استقلاليا عن $\frac{RSS}{\sigma_{\varepsilon}^2}$ أو $(\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2)$، ونكتب :

$$\hat{\beta}_j \sim N\left(\beta_j, \sigma_{\varepsilon}^2 a_{jj}\right) \quad , j = 1.....k$$

حيث أن a_{jj} هو العنصر j الموجود بالقطر للمصفوفة AA' (أو $(X'X)^{-1}$) ، مع $A = (X'X)^{-1}X'$.

ولدينا كذلك : $\left(\hat{\beta}_j - \beta_j\right) \sim N\left(0, \sigma_{\varepsilon}^2 a_{jj}\right) \quad , j = 1.....k$

ومنه :

$$\left(\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sigma_{\varepsilon}\sqrt{a_{jj}}}\right) \sim N(0,1) \quad , j = 1.....k$$

وليصبح قانون التوزيع t على الشكل:

$$t = \frac{N(0,1)}{\sqrt{\chi_{n-k}^2 / (n-k)}} = \frac{\dfrac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sigma_{\varepsilon}\sqrt{a_{jj}}}}{\sqrt{\dfrac{(n-k)\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2} \Big/ (n-k)}}$$

ونجد بعد الاختصار :

$$t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sigma_{\varepsilon}\sqrt{a_{jj}}} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \sim t_{n-k}$$

وتساعدنا هذه المعادلة على تكوين مجالات الثقة لمعالم الانحدار الفردي بنفس الطريقة المذكورة حالة النموذج البسيط، حيث نحسب قيمة t الخاصة بكل معلمة β_j، ثم نقارنها بقيمة t_t المجدولة[1]، بمستوى معنوية معين، فإذا كانت القيمة المحسوبة (بالقيمة المطلقة) أكبر من القيمة المجدولة، نرفض فرضية العدم H_0 والعكس بالعكس. وقيم t_t المجدولة تمثل القيم الحرجة وتحدد المنطقة الحرجة للاختبار ذو الطرفين[2].

4-6 اختبار المعنوية الكلية للانحدار:

يمكن اختبار المعنوية الإجمالية للانحدار باستخدام نسبة التباين المفسر، إلى التباين غير المفسر، ويتبع هذا توزيع فيشر F، بدرجات حرية k-1 و n-k، حيث n عدد المشاهدات وk عدد المعالم المقدرة :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_j = ... = \beta_k = 0$$

$$H_1 : \exists \beta_j \neq 0 \quad j = 1.....k$$ (يوجد على الأقل معامل انحدار واحد غير معدوم)

$$F_{k-1,n-k} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \Big/ (k-1)}{\sum_{i=1}^{n} e_i \Big/ (n-k)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \hat{y}_i^{\,2} \Big/ (k-1)}{\sum_{i=1}^{n} e_i \Big/ (n-k)} = \frac{R^2 / (k-1)}{(1-R^2)/(n-k)}$$

فإذا تجاوزت نسبة F المحسوبة قيمة F الجدولية عند مستوى معنوية ودرجات الحرية المحددة (من الملحق (1-3)) يقبل الفرض بأن معالم الانحدار ليست جميعها مساوية للصفر وأن R^2 تختلف جوهريا عن الصفر.

4-7 التنبؤ ببعض قيم المتغير التابع Y[3]:

تطرقنا في القسم (2-2-4) لموضوع التنبؤ بملاحظة المتغير التابع Y_i في فترة مستقبلية معينة، ولتكن النقطة (f)، وذلك بمعرفتنا المسبقة لقيمة المتغير المستقل في تلك الفترة X_f، وهذا ما يسمى بالتنبؤ النقطي، أما بالنسبة للنموذج الخطي العام فنتطرق إلى قضية التنبؤ بالملاحظات المستقبلية، (أو خارج العينة) لموجه الملاحظات الخاصة بالمتغير التابع، وذلك بمعرفتنا لمصفوفة الملاحظات المستقبلية للمتغيرات المستقلة، ويسمى هذا النوع من التنبؤ بالتنبؤ بمجال، فليكن النموذج الخطي العام خلال العينة n والمقدر على الشكل : $\hat{Y} = X\hat{\beta}$

ومقدر المربعات الصغرى العادية $\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y = AY$، ويكون المقدر بملاحظة واحدة في المستقبل هو:

$$\hat{Y}_{n+1} = \hat{\beta}_0 + X_{1n+1}\hat{\beta}_1 + X_{2n+1}\hat{\beta}_2 + X_{3n+1}\hat{\beta}_3 + ... + X_{k\,n+1}\hat{\beta}_k$$

أما التنبؤ بعد فترتين في المستقبل :

$$\hat{Y}_{n+2} = \hat{\beta}_0 + X_{1n+2}\hat{\beta}_1 + X_{2n+2}\hat{\beta}_2 + X_{3n+2}\hat{\beta}_3 + ... + X_{k\,n+2}\hat{\beta}_k$$

وعليه نصل إلى التنبؤ بالفترة m في المستقبل :

$$\hat{Y}_{n+m} = \hat{\beta}_0 + X_{1n+m}\hat{\beta}_1 + X_{2n+m}\hat{\beta}_2 + X_{3n+m}\hat{\beta}_3 + ... + X_{k\,n+m}\hat{\beta}_k$$

إذن إذا أردنا التنبؤ بمجموعة من الملاحظات المستقبلية (التنبؤ بمجال) بفترة تساوي m ملاحظة مرة واحدة يكون موجه القيم التقديرية المتنبأ بها هو:

$$\hat{Y}_n^m = \begin{pmatrix} \hat{Y}_{n+1} \\ \hat{Y}_{n+2} \\ \vdots \\ \vdots \\ \hat{Y}_{n+m} \end{pmatrix}_{(m\times 1)}$$

1 هذه القيمة نستخرجها من الملحق (1-1).
2 نعمة الله نجيب إبراهيم، مرجع سابق، ص201.
3 تومي صالح، مرجع سابق، ص145.

أما مصفوفة ملاحظة المتغيرات المستقلة المستقبلية فهي :

$$X_n^m = \begin{pmatrix} 1 & X_{1,n+1} & X_{2,n+1} & \cdots & X_{k,n+1} \\ 1 & X_{1,n+2} & X_{2,n+2} & \cdots & X_{k,n+2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1,n+m} & X_{2,n+m} & \cdots & X_{k,n+m} \end{pmatrix}$$
$$(m \times k+1)$$

ومنه يمكن كتابة النموذج الخطي العام المتنبأ به على الشكل: $Y_n^m = X_n^m \beta + \varepsilon_n^m$، كما يكون النموذج المقدر من الشكل: $\hat{Y}_n^m = X_n^m \hat{\beta}$، ويكون وسط مقدر التنبؤ هو : $E(\hat{Y}_n^m) = X_n^m E(\hat{\beta}) = X_n^m \beta = E(Y_n^m)$

ومنه نقول أن $\hat{Y}_n^m$ هو تنبؤ خطي غير متحيز للعبارة : $X_n^m \beta = E(Y_n^m)$

ليكون التباين :

$$Var(\hat{Y}_n^m) = \left[(\hat{Y}_n^m - X_n^m \beta)(\hat{Y}_n^m - X_n^m \beta)' \right]$$
$$= \sigma_\varepsilon^2 X_n^m (X'X)^{-1} X_n'^m$$

لنعرف موجه أخطاء التنبؤ :

$$d = Y_n^m - \hat{Y}_n^m$$
$$E(d) = E(Y_n^m - \hat{Y}_n^m) = 0$$

أما تباين موجه أخطاء التنبؤ فهو:

$$Var(d) = Var(Y_n^m - \hat{Y}_n^m) = E\left[\left(-X_n^m(\hat{\beta}-\beta) + \varepsilon_n^m\right)\left(-X_n^m(\hat{\beta}-\beta) + \varepsilon_n^m\right)' \right]$$

لنجده في الأخير من الشكل :

$$Var(d) = \sigma_\varepsilon^2 X_n^m (X'X)^{-1} X_n'^m + \sigma_\varepsilon^2 I_m$$

ويكون هذا التنبؤ هو أحسن تنبؤ خطي غير متحيز يمكن الحصول عليه (BLUP)، حيث إذا عرفنا $\tilde{Y}_n^m$ في شكل خطي لعينة ملاحظات المتغير التابع مع وسط لخطا التنبؤ مساو للصفر $E(\tilde{d}) = E(Y_n^m - \tilde{Y}_n^m) = 0$ تكون لدينا المتراجحة:

$$Var(Y_n^m - \tilde{Y}_n^m) - Var(Y_n^m - \hat{Y}_n^m) \geq 0$$

ومنه نستنتج أن $\hat{Y}_n^m = X_n^m \hat{\beta}$ هو أحسن تنبؤا خطي غير متحيز.

وتكون اختبارات التنبؤ عن طريق إيجاد التوزيع الذي يعتبر فرضية العدم، والقائلة بأن النموذج الخطي العام يبقى محافظا على شكله من الملاحظة الأولى إلى الملاحظة n+m في المستقبل، أي نفترض عدم تغير البناء الهيكلي للنموذج، ونكتبه :

$$H_0: \quad \hat{Y} = X\hat{\beta} \quad i = 1,2,3,......n, n+1,.......n+m$$

وذلك ضد الفرضية البديلة، والتي تقول أن نموذج العينة الأولى n يختلف عن نموذج التنبؤ للفترة m.

$$F = \frac{(Y_n^m - \hat{Y}_n^m)' \left[X_n^m (X'X)^{-1} X_n'^m + I_m \right]^{-1} (Y_n^m - \hat{Y}_n^m)/m}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad \rightsquigarrow \quad F_{m,n-k}$$

وإذا كانت m=1 (التنبؤ بالنقطة) يصبح التوزيع أعلاه على الشكل :

$$F = \frac{(Y_{n+1} - \hat{Y}_{n+1})' \left[X_{n+1} (X'X)^{-1} X_{n+1}' + 1 \right]^{-1} (Y_{n+1} - \hat{Y}_{n+1})}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad \rightsquigarrow \quad F_{1,n-k} = t_{n-k}^2$$

5- مشاكل تقدير نماذج الانحدار و حلولها :

يُغطي هذا الجزء ثلاثة مشاكل قياسية تواجه الباحث، تتعلق كلا منها بإسقاط إحدى الفرضيات الكلاسيكية لطريقة المربعات الصغرى المذكورة آنفا وتتمثل هذه المشاكل في[1]:

1. التعدد الخطي.
2. الارتباط الذاتي للأخطاء.
3. عدم ثبات تباين الخطأ.

5-1 التعدد (الازدواج) الخطي MULTICOLLINEARITY :

إحدى فرضيات النموذج الكلاسيكي للانحدار المتعدد هي أن مصفوفة المشاهدات عن المتغيرات المستقلة لها رتبة تامة k، هذه الفرضية سمحت لنا باستنتاج مقدر $\hat{\beta}$ لـــ β، خطي وغير متحيز وذو تشتت أصغري، وذلك انطلاقا من المعادلة $(X'X)\hat{\beta} = X'Y$. فإذا رفعت هذه الفرضية، فإن $(X'X)$لن تكون ذات رتبة تامة، أي تكون أقل من رتبة(X) (أو(X')) أي أقل من k. ومع أن $(X'X)$هي مصفوفة ذات حجم ($k \times k$) بالتالي تكون مصفوفة شادة (محددها معدوم)، ومنه فإن $(X'X)^{-1}$تكون غير موجودة وبالتالي المعادلة $(X'X)\hat{\beta} = X'Y$ لا تقبل إذن حلا وحيدا (عدد لا نهائي من الحلول). النموذج الكلاسيكي للانحدار المتعدد $Y = X\beta + \varepsilon$ يضع المتغير التابع$Y_i(i = 1....n)$ في علاقة خطية مع المتغيرات المستقلة$X_{1i}, X_{2i},......X_{ki}$ $(i = 1....n)$، وكذلك مع الحدود العشوائية (الأخطاء) ε_i $(i = 1....n)$، فإذا كانت بالإضافة إلى ذلك رتبة (X) اقل أو تساوي k فإن هذا يترجم بارتباط خطي بين أعمدة المصفوفة X.

وبعبارة أخرى يشير مشكل التعدد الخطي إلى وجود ارتباط خطي بين عدد من المتغيرات التفسيرية، ومن تم فإن هذا المشكل لا يوجد في حالة الانحدار البسيط[2]. نسمي X_j العمود رقم j لـــ X حيث : $X = [X_1, X_2,....X_j.....X_k]$

- قولنا أن رتبة x أقل من k يعني أنه يوجد شعاع c حيث : $C' = [C_1, C_2,....C_j.....C_k] \neq 0$

حيث : $C_1X_1 + C_2X_2 + ...+ C_kX_k = 0 \quad \cdots\cdots(2-6)$

- العلاقة(6-2) تدلنا على أنه توجد علاقة خطية بين المتغيرات المستقلة.

5-1-1 أسباب التعدد الخطي وآثاره : ينشأ التعدد الخطي من عدة أسباب منها ما يلي :

- إتجاه المتغيرات الاقتصادية معا للتغير مع مرور الزمن : فبمرور الزمن سوف تزيد المتغيرات الاقتصادية التالية معا: الدخل، الاستهلاك، الادخار، الاستثمار، المستوى العام للأسعار والعمالة، وحيث أن هناك ارتباط بين هذه المتغيرات فإن الازدواج الخطي سوف يتحقق.
- استخدام متغيرات مستقلة ذات فترة إبطاء في المعادلة المراد تقديرها : فالدخل في الفترة الزمنية الحالية يتحدد جزئيا بواسطة قيمته في الفترة الزمنية السابقة، وحيث أن هناك ارتباط بين القيم المتتالية لمتغير ما فإن الازدواج الخطي سوف يتحقق.

---

[1] عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، مرجع سابق، ص526.
[2] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص 410.

وفي وجود التعدد الخطي فإنه سوف يترتب عنه :

- ❖ زيادة تباين وتغاير مقدرات الانحدار لدرجة كبيرة دون ما تأثير على التنبؤات المستمدة من الانحدار[1] .
- ❖ القيم المقدرة لمعاملات الانحدار سوف تكون غير محددة ودقيقة.
- ❖ الأخطاء المعيارية للقيم المقدرة لمعاملات الانحدار سوف تكون كبيرة جدا.

5-1-2 اختبارات اكتشاف التعدد الخطي :

تعتمد درجة الخطورة لأثر التعدد الخطي على درجة الارتباط الجزئي، ومعامل الارتباط الكلي (أو معامل التحديد المضاعف)، ومنه يمكن القول بأن كلا من الأخطاء المعيارية ومعاملات الارتباط الجزئية $r_{xi,xj}$، معامل التحديد المضاعف R^2، يمكنها أن تستعمل لاختبار التعدد الخطي، لكن كل معيار من هذه المعايير الثلاثة المذكورة ليس بمؤشر على وجود التعدد الخطي بمفرده، وذلك لأن القيم العالية للأخطاء المعيارية لا تظهر دائما، بسبب التعدد الخطي، وإنما يمكن أن تظهر لأسباب أخرى، كما أن الارتباطات العالية فيما بين المتغيرات المستقلة لا تؤثر بالضرورة على قيم المقدرات $\hat{\beta}_j$، ومنه ليست هذه الأخيرة بمعيار مناسب لقياس واكتشاف التعدد الخطي بمفردها، وبالمقابل يمكن لقيمة معامل التحديد المضاعف R^2 أن تكون عالية بالمقارنة مع $r_{xi,xj}$.

ورغم ذلك، من المحتمل أن تحتوي نتائجنا على إشارات خاطئة أو على أخطاء معيارية كبيرة، ومع كل هذا يمكن القول بأن توفيق المعايير الثلاثة، أعلاه يساعدنا على اكتشاف التعدد الخطي.

أ)- طريقة التحليل الترافدي لـــ Frisch :

تكمن هذه الطريقة في تحدير المتغير التابع على كل متغير مستقل على حدى، ومنه نحصل على كل الانحدارات الأولية، ثم نختار الانحدار الأولي الذي يعطي النتائج الأكثر مصداقية، ثم نضيف تدريجيا متغيرات أخرى ونختبر آثارها على كل من المعالم الفردية (أخطائها المعيارية، قيمة R^2) ويكون المتغير المضاف للانحدار ذا معنوية إذا تحققت فيه الشروط التالية :

- ❖ إذا حَسَّن المتغير المستقل الجديد من R^2 بدون أن يجعل المعالم الفردية مرفوضة بطريقة خاطئة، نحتفظ بهذا المتغير ونعتبره كمتغير مستقل.
- ❖ إذا لم يُحَسِّن المتغير الجديد من العلاقة ويؤثر على قيم المعالم الفردية، نعتبره مرفوضا ونحذفه من الانحدار.
- ❖ إذا أثر المتغير الجديد بشكل واضح على إشارات وقيم المعالم المقدرة، نعتبره متغيرا مُفَسِّرا، فإذا تأثرت المعالم الفردية بالطريقة التي تصبح فيها غير مقبولة على أساس الاعتبارات النظرية المعروفة مسبقا، فإنه يمكننا القول بأن هذا مؤشر على وجود التعدد الخطي بشكل معقد، يكون هذا المتغير مُهما، لكن بسبب الارتباطات الخطية مع المتغيرات المستقلة الأخرى، يكون أثره غير مقدر وغير معروف إحصائيا بواسطة المربعات الصغرى العادية.

[1] امتثال محمد حسن، محمد علي محمد أحمد، **مبادئ الاستدلال الإحصائي** (الإسكندرية : الدار الجامعية، 2000)، ص354.

إن التحليل الترافدي لـــ Frisch ينص على تقدير كل الانحدارات الممكنة ما بين المـــتغيرات الموجـــودة بالعلاقـــة المدروسة، آخذين كل متغير، بالترتيب، كمتغير تابع واعتبار كل الانحدارات الممكنة لكل متغير في بقية المتغيرات، والتي ندخلها تدريجيا في التحليل، ومن الواضح أن التحليل الترافدي يتطلب منا حسابات كثيرة، ومنه تكون المقارنات ما بين النتائج معقدة أكثر.

ب)- قياس التعدد الخطي أو شرط الأعداد Condition numbers :

من خلال النموذج التالي : $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i \qquad i = 1.........n$

يكون لدينا :

$$\begin{cases} Var(\hat{\beta}_1) = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum x_{1i}^2 (1 - R_1^2)} \\ Var(\hat{\beta}_2) = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum x_{2i}^2 (1 - R_2^2)} \\ Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2 R_1^2}{\sum x_{1i} x_{2i} (1 - R_1^2)} \end{cases}$$

حيث أن R_1^2 هو مربع معامل الارتباط المتعدد ما بين المتغيرين المستقلين x_{1i} و x_{2i}، بينما R_2^2 هو ما بين x_{2i} x_{1i}، وهما في الأخير متساويان، أما عند توسيع النموذج إلى k متغير مستقل (k>2) يصبح R_j^2 على أنه مربع معامل الارتباط المتعدد ما بين المتغير المستقل X_j وبقية المغيرات المستقلة الأخرى، ومنه يمكننا استنتاج قانون عام لتباين المقدرات الفردية لموجه معالم الانحدار الخطي كما يلي : $Var(\hat{\beta}_j) = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum x_{ji}^2 (1 - R_j^2)} \qquad j = 1.......k$

❖ وتكون قيمة $Var(\hat{\beta}_j)$ كبيرة كلما كانت : σ_ε^2 كبيرة ؛ $\sum x_{ji}^2$ صغيرة ، R_j^2 كبيرة.

ومنه نُعرِّف مقياسا جديد يسمى " معامل تضخم التباين"Variance Inflation Factor (V.I.F) " ، ومقياسا آخـــر يسمى "شرط العدد Condition number". وهما مقياسان يحددان درجة التعدد الخطي.

- ويعرف معامل تضخم التباين كما يلي : $V.I.F(\hat{\beta}_j) = \dfrac{1}{1 - R_j^2}$
- وبناءا على هذا التعريف نستطيع كتابة : $Var(\hat{\beta}_j) = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum x_{ji}^2} \times V.I.F(\hat{\beta}_j) \qquad j = 1.......k$

أي أن : $V.I.F(\hat{\beta}_j) = \dfrac{\sum x_{ji}^2}{\sigma_\varepsilon^2} \times Var(\hat{\beta}_j) \qquad j = 1.......k$

وانطلاقا من الانتقادات الموجهة لمعامل الارتباط، يكون مقياس VIF غير كافٍ لتحديد التعدد الخطي، ومنه نـــذكر مقياس شرط الأعداد المذكور من طرف Welsch 1980، والذي يقيس حساسية مقدرات الانحدار للتغيرات الصغيرة في التباينات، ويعرف شرط الأعداد على أنه الجذر التربيعي لأكبر قيمة مقسمة على أصغر قيمة للقيم المميزة للمصـــفوفة $(X'X)$ وهو على الشكل : $K(X) = \dfrac{\sqrt{\lambda_{max}}}{\sqrt{\lambda_{min}}}$

فكلما كانت القيمة أعلاه أقرب إلى الواحد، كلما كان الشرط أفضل لعدم جدية التعدد الخطي، ومع هـــذا، فـــإن المقياسين المذكورين أعلاه ليسا كاملين، حيث القانون الخاص بـــ VIF ينظر إلى الارتباطات مـــن خـــلال المـــتغيرات المستقلة فقط، وهذا ليس بالعامل الوحيد، كما أن شرط العدد يمكن أن يتغير بإعادة تحويل المتغيرات المســـتقلة، والـــتي

ليست دائمة صحيحة، ويصلح المقياسان للاستعمال عند حذف بعض المتغيرات وفرض قيود على المعالم فقط في الحالات التي يكون فيها $R_j^2 \approx 1$، أو لما تكون القيمة المميزة الصغيرة $\lambda_{\min}$ أقرب من الصفر. نقدر النموذج في هذه الحالة تبعا لبعض القيود المفروضة على معالمه، ويقترح Theil مقياسا أخر لقياس درجة الارتباط فيما بين المتغيرات ومنه درجة التعدد الخطي على الشكل : $m = R^2 - \sum_{j=1}^{k}\left(R^2 - R_{-j}^2\right)$

حيث أن R^2 هو معامل التحديد المضاعف المعروف من قبل، أما R_{-j}^2 فهو مربع معامل الارتباط المتعدد من انحدار y (المركزة) في $x_1, x_2, \ldots\ldots x_k$. مع حذف x_j، لكن إحدى عيوب هذه الطريقة هي أن m يمكن أن تكون سالبة مما يجعل التحليل أصعب، وهناك من يقترح طرقا معينة لحل مشكلة التعدد الخطي كإضافة حد ثابت لتباينات مقدرات المعالم قبل حل المعادلات الطبيعية للمربعات الصغرى.

ج)– **طريقة Farrar-Glauber** : لاكتشاف ظاهرة التعدد الخطي يتبع Farrar-Glauber الخطة التالية[1]:

- ❖ أولا : حساب مربع معامل الارتباط المتعدد بالنسبة لكل المتغيرات المستقلة بالترتيب R_j^2.
- ❖ ثانيا : اختبار المعنوية الإحصائية لمعاملات الارتباط المتعددة بواسطة التوزيع F كما يلي :

$$F_{k-1,n-k} = \frac{R_j^2/(k-1)}{\left(1-R_j^2\right)/(n-k)} \sim F_{k-1,n-k}$$

وتكون الفرضية المختبرة هي :

$$H_0 : R_j^2 = 0$$
$$H_1 : R_j^2 \neq 0$$

فإذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من تلك المجدولة (المستخرجة من الملحق (1-3)) نقبل H_1، ويكون المتغير x_j متعدد أو مرتبط خطيا، أما إذا حدث العكس نقبل H_0، ولا يكون هناك أثر لتعدد x_j خطيا.

3-1-5 الحلول المقترحة للتعدد الخطي :

عند وجود التعدد الخطي، فإن الحلول تكون مُعتمِدة على إمكانية إيجاد مصادر أخرى للبيانات، وعلى أهمية العوامل التي تسببت في ظهورها، ثم على الهدف الذي من أجله نقوم بتقدير الدالة تحت الدراسة، فإذا لم يؤثر التعدد الخطي بشكل فعلي على مقدرات النموذج، يقترح بعض باحثي القياس الاقتصادي إهمال وجوده في النموذج، حيث يمكن تحاشي التعدد الخطي بتوسيع حجم العينة، فمثلا يمكن تحويل البيانات السنوية إلى بيانات موسمية أو شهرية إن أمكن ذلك، كما يمكن التخلص من التعدد الخطي بإسقاط (حذف) المتغير المسبب لهذا المشكل لكن هذه العملية يمكن أن تخلق مشاكل أخرى، وهناك من يقترح إدخال معلومات إضافية للنموذج.

– إن وجود التعدد الخطي يجعل من الصعب فصل آثار المتغيرات المختلفة، ومنه نحتاج إلى معلومات خاصة تساعدنا على فصل أثر كل متغير لوحده، ويكون ذلك عن طريق فرض قيود على بعض المعالم بناءا على المعلومات المسبقة للنظرية الاقتصادية[2].

---

[1] تومي صالح، مرجع سابق، ص190.
[2] نفس المرجع، ص192.

2-5 عدم ثبات تباين حد الخطأ HETEROSCEDASTICITY :

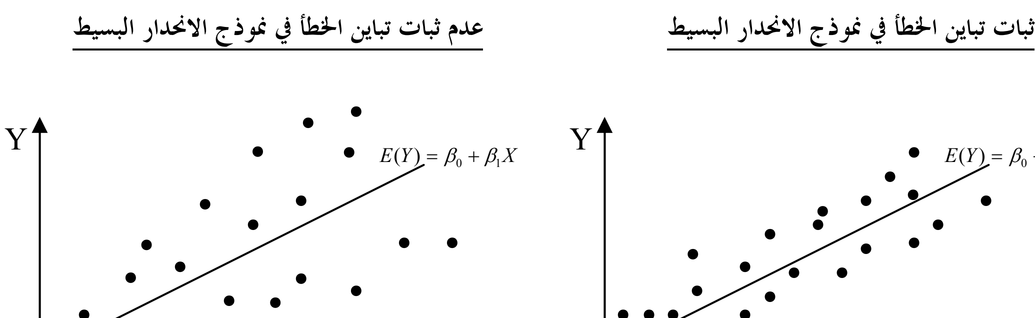
من بين افتراضات نموذج الانحدار الخطي هو ثبات تباين الخطأ HOMOSCEDASTICITY، ($Var(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad , \forall i = 1.....n$)، ويترتب على إسقاط هذا الافتراض، حدوث عدم ثبات تباين حد الخطأ HETEROSCEDASTICITY.

5-2-1 طبيعة عدم ثبات تباين الأخطاء، أسبابه وأثاره :

يوضح الشكل رقم (2-5) العلاقة المتوقعة بين المتغيرين التابع Y والمستقل X في حالة ثبات تباين الخطأ، ويلاحظ من خلال هذا الشكل أن تباين حد الخطأ لا يعتمد على قيم X :

شكل رقم (2-5) **ثبات تباين الخطأ في نموذج الانحدار البسيط**

شكل رقم(2-6) **عدم ثبات تباين الخطأ في نموذج الانحدار البسيط**



المصدر: عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، مرجع سابق، ص530.

ويوضح الشكل رقم (2-6) حالة عدم ثبات التباين لحد الخطأ $\left(E(\varepsilon_i^2) \neq \sigma^2 \quad , \forall i = 1.....n\right)$، حيث نلاحظ أن زيادة X سوف تؤدي إلى زيادة تباين حد الخطأ، ويرتبط هذا المشكل ببيانات المقطع المستعرض Cross-section date أكثر من بيانات السلسلة الزمنية Cross-series date، حيث إن الأولى عبارة عن بيانات يتم تجميعها عن متغير ما في لحظة زمنية معينة (مثال: بيانات الإنفاق الاستهلاكي عند مستويات مختلفة لدخول الأفراد لسنة 2005)، أما بيانات السلسلة الزمنية فيتم تجميعها عن متغير ما عبر فترة زمنية معينة. وهناك عدة أسباب لعدم تجانس تباين حد الخطأ منها تحسن أساليب تجميع البيانات، وهذا يُقلل من الأخطاء المرتكبة في القياس، ومن ثم سوف يقل تباين حد الخطأ.

ويترتب على مشكلة عدم ثبات التباين عددا من الآثار تتمثل في[1] :

1. تبقى المعلمات المقدرة باستخدام المربعات الصغرى متصفة بعدم التحيز والاتساق، ولكنها تفقد صفة الكفاءة.
2. تصبح التباينات المقدرة وكذلك التغايرات (Covariance) الخاصة بالمعلمات المقدرة متحيزة وغير متسقة، ولذا فإن اختبارات الفروض لا تصبح دقيقة أو ملائمة.
3. بالرغم من أن التنبؤات القائمة على أساس المعلمات المقدرة باستخدام المربعات الصغرى العادية تظل غير متحيزة، إلا أنها تفقد صفة الكفاءة، وهو ما يعني أنها تكون أقل مصداقية من التنبؤات الأخرى.

[1] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص 439.

5-2-2 اختبارات اكتشاف عدم تباين الخطأ :

يتم اكتشاف عدم ثبات تباين حد الخطأ بواسطة عدة اختبارات منها ما يلي :

5-2-2-1 اختبار Park :

بفرض النموذج التالي : $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \qquad i = 1.........n$

يمكن بيان كيفية استخدام اختبار Park في اكتشاف HETEROSCEDASTICITY من خلال الخطوات التالية :

- أولا: بعد تقدير النموذج باستعمال طريقة المربعات الصغرى نحصل على : $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$، ومن ثم يمكن الحصول على البواقي أو القيم المقدرة لحد الخطأ (e_i) من العلاقة التالية : $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$.
- ثانيا : استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في إجراء الانحدار $Ln\ e_i^2$ على $Ln\ X_i$، فينتج ما يلي :

$$Ln\ \hat{e}_i^2 = \hat{a} + \hat{b} Ln X_i$$

- ثالثا : إيجاد القيمة المحسوبة لاختبارT بالنسبة لــ $\hat{b}$ كما يلي:

$$T(\hat{b}) = \frac{\hat{b}}{SE(\hat{b})} \qquad ,SE(\hat{b}) = \sqrt{Var(\hat{b})} \quad ,Var(\hat{b}) = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sum x_i^2}$$

- رابعا : إيجاد القيمة الجدولية، ويتم ذلك من الملحق رقم(1-1) عند درجات الحرية n-k ومستوى معنوية معين.
- خامسا : مقارنة القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية : فإذا كانت قيمة T المحسوبة أكبر من قيمة T المجدولة، يتم قبول الفرض البديل القائل بأن $\hat{b} \neq 0$ ، ويدل على وجود مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ.

5-2-2-2 اختبار Goldfeld-Quandt:

بفرض النموذج التالي : $(y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad , = 1.........n)$، يمكن ترتيب بيان كيفية استخدام اختبار Goldfeld-Quandt في اكتشاف عدم ثبات تباين الخطأ من خلال الخطوات التالية :

- ترتيب مشاهدات X ترتيبا تصاعديا.
- استبعاد المشاهدات الوسطى لكل منX ،Y،ثم تكوين مجموعتين من المشاهدات بحيث يكون لكل مجموعة على حدى معادلة خاصة بها كما يلي :

1. المجموعة الأولى : وتتمثل في المشاهدات الخاصة بكل من X ،Y الواردة قبل المشاهدات التي تم استبعادها، والمعادلة الخاصة بهذه المجموعة هي : $Y_{1i} = a + bX_{1i} + \varepsilon_{1i}$
2. المجموعة الثانية : وتتمثل في المشاهدات الخاصة بكل من X ،Y الواردة بعد المشاهدات التي تم استبعادها، والمعادلة الخاصة بهذه المجموعة هي: $Y_{2i} = c + dX_{2i} + \varepsilon_{2i}$

- تقدير معاملات المعادلتين السابقتين باستعمال المربعات الصغرى : $\left.\begin{matrix} \hat{Y}_{1i} = \hat{a} + \hat{b}X_{1i} \\ Y_{2i} = \hat{c} + \hat{d}X_{2i} \end{matrix}\right\}$
- الحصول على القيم المقدرة لحد الخطأ $\left.\begin{matrix} e_{1i} = Y_{1i} - \hat{Y}_{1i} \\ e_{2i} = Y_{2i} - \hat{Y}_{2i} \end{matrix}\right\}$
- إيجاد القيمة المحسوبة لإحصائية F كما يلي : $\hat{F} = \frac{\sum e_{2i}^2}{\sum e_{1i}^2}$

❖ إيجاد درجات الحرية (DF) : $DF = \frac{N-M-2K+1}{2}$

حيث k : عدد المتغيرات المستقلة، M : عدد المشاهدات المستبعدة.

❖ إيجاد القيمة الجدولية لإحصائية[1] F : عند درجات الحرية لكل من البسط والمقام، ومستوى معنوية معين.

❖ مقارنة بين القيم المحسوبة لإحصائية F والقيمة الجدولية لها :

– فإذا كانت F المحسوبة أكبر من F الجدولية، يتم قبول الفرض البديل القائل بوجود مشكلة عدم ثبات التباين للأخطاء.

– أما إذا كانت F المحسوبة أقل من F الجدولية، يتم قبول فرض العدم.

لاحظ أن اختبار Goldfeld-Quandt يمكن تطبيقه على أي متغير مستقل في نموذج الانحدار المتعدد يُحتَّمَل أن يكون المسبب في وجود مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ.

5-2-2-3 اختبار معامل ارتباط الرتب لــ Spearman :

يقيس معامل الرتب لــ Spearman درجة الارتباط بين مجموعتين من الرتب. حيث يترحم نوع وقوة العلاقة بـــين متغيرين x وy، سواء كانت البيانات كمية غير مبوبة أو وصفية[2].

وبفرض أن : $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \qquad i = 1.........n$

يمكن بيان كيفية استخدام هذا المعامل في اكتشاف حالة HETEROSCEDASTICITY :

1. بعد تقدير النموذج باستعمال طريقة المربعات الصغرى نحصل على : $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$، ومن ثم يمكن الحصول على البواقي أو القيم المقدرة لحد الخطأ (e_i) من العلاقة التالية : $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$
2. إهمال إشارة e_i أي أخذ القيمة المطلقة ($|e_i|$)، ثم ترتيب كل من $|e_i|$، X طبقا لتزايد أو تناقص الرتب.
3. تقدير معامل ارتباط الرتب لــSpearman (r_s) كما يلي : $r_s = 1 - \left[\frac{6\sum d_i^2}{N(N^2-1)}\right]$

حيث: d_i تمثل الفرق بين كل رتبتين متناظرتين(X_i - $|e_i|$) وN تمثل عدد المشاهدات.

4. إيجاد القيمة المحسوبة لاختبار T كما يلي : $T_c = \frac{r_s\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_s^2}}$
5. إيجاد القيمة الجدولية لاختبار T : من خلال الملحق رقم (1-1) عند درجات الحرية N-k .
6. مقارنة القيمة المحسوبة لإحصائية T بالقيمة الجدولية لها :

– فإذا كانت T_c المحسوبة أكبر من Tالجدولية، يتم قبول الفرض البديل القائل بوجود مشكلة عدم ثبات التباين للأخطاء.

– أما إذا كانت T_c المحسوبة أقل من T الجدولية، يتم قبول فرض العدم المتمثل في وجود افتراض تجانس التباين للأخطاء.

[1] من خلال الملحق رقم (1-3)
[2] مصطفى الخواجة، **مقدمة في الإحصاء** (الإسكندرية : الدار الجامعية، 2002)، ص222.

إذا كان نموذج الانحدار يتضمن أكثر من متغير مستقل واحد، يتم تقدير r_s بين $|e_i|$ وكل متغير مستقل على حدى، ثم القيام باختبار المعنوية الإحصائية بواسطة اختبار T للحكم على وجود أو عدم وجود افترض ثبات تباين حد الخطـــأ كما سبق إيضاحه.

3-2-5 معالجة عدم ثبات تباين حد الخطأ :

من أبرز الطرق المستخدمة لتصحيح المشكلة هي طريقة المربعات الصغرى المرجحة، وتقوم هذه الفكرة على إعطاء القيم ذات الانحراف الأقل على خط الانحدار وزنا أكبر من القيم ذات الانحراف الأكبر في تقدير العلاقة محل الاعتبار[1].
ويتوقف شكل النموذج الأصلي المُحوَّل على نمط عدم ثبات التباين المكتشف في النموذج الأصلي المقدر.

وبفرض أن النموذج الأصلي كان كما يلي : $i = 1.........n \qquad Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$

فإن هناك عدة أنماط (افترضات) لعدم ثبات تباين الأخطاء، ويختلف النموذج أو المعادلة المحولة من افتراض إلى آخر.

- الافتراض الأول : $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 X_i^2$ وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي إلى الشكل التالي :

$\frac{Y_i}{X_i} = \frac{\beta_0}{X_i} + \beta_1 + \frac{\varepsilon_i}{X_i} = \beta_0 \frac{1}{X_i} + \beta_1 + \theta_i$ ، حيث : θ_i عبارة عن حد الخطأ المحول $\frac{\varepsilon_i}{X_i}$

وبإجراء انحدار $\frac{Y_i}{X_i}$ على $\frac{1}{X_i}$ مستخدما طريقة المربعات الصغرى العادية نحصل على : $\left(\frac{Y_i}{X_i}\right) = \hat{\beta}_0 \frac{1}{X_i} + \hat{\beta}_1$

وبضرب المعادلة المحولة المقدرة السابقة في X_i يتم الحصول على النموذج الأصلي بعد معالجة عدم ثبات التبـــاين σ_ε^2 $\{\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i\}$، ويتضح مما سبق أن الحد الثابت في النموذج المحول (β_1) هو عبارة عن ميـــل معامـــل الانحـــدار للنموذج الأصلي، وميل معامل الانحدار للنموذج المحول هو عبارة عن الحد الثابت في النموذج الأصلي.

- الافتراض الثاني : $E(\varepsilon_i^2) = \sigma X_i^2$ وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي إلى المعادلة التالية :

$\frac{Y_i}{\sqrt{X_i}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{X_i}} + \beta_1 \sqrt{X_i} + \frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}} = \beta_0 \frac{1}{\sqrt{X_i}} + \beta_1 \sqrt{X_i} + \omega_i$ (**حيث** : ω_i عبارة عن حد الخطأ المحول $\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}}$، $X_i > 0$)،

وبنفس الحالة الأولى نُجري انحدار $\frac{Y_i}{\sqrt{X_i}}$ على $\frac{1}{\sqrt{X_i}}$، $\sqrt{X_i}$ بواسطة المربعات الصغرى العادية.

- الافتراض الثالث : $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \hat{Y}_i^2$، وطبقا لهذا الافتراض تكون المعادلة المحولة من الشكل :

$$\frac{Y_i}{Y_i} = \frac{\beta_0}{Y_i} + \beta_1 \frac{X_i}{Y_i} + \frac{\varepsilon_i}{Y_i} = \beta_0 \frac{1}{Y_i} + \beta_1 \frac{X_i}{Y_i} + \varphi$$

- الافتراض الرابع: $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 |e_i|$، ويتضمن هذا الافتراض أن تباين حد الخطأ دالة خطية لبـــواقي طريقـــة المربعات الصغرى العادية، وطبقا لهذا تكون المعادلة المقدرة كما يلي : $\frac{Y_i}{\sqrt{|e_i|}} = \beta_0 \frac{1}{\sqrt{|e_i|}} + \beta_1 \frac{X_i}{\sqrt{|e_i|}} + \frac{\varepsilon_i}{\sqrt{|e_i|}}$

- الافتراض الخامس : التحويلات اللوغاريتمية : إن تحويل النموذج الأصلي إلى الصيغة اللوغاريتمية المزدوجـــة سوف يؤدي غالبا إلى تقليل درجة عدم ثبات تباين حد الخطأ، ومن ثم طبقا لهذا الافتراض تكون المعادلة المحولة المناسبة للنموذج الأصلي كما يلي : $LnY_i = \beta_0 + \beta_1 LnX_i + \varepsilon_i$.

---

[1] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق** ، مرجع سابق، ص 452.

5-3 الارتباط الذاتي للأخطاء L'AUTOCORRELATION DES ERREURS

من بين الافتراضات الكلاسيكية التي وضعناها من قبل لتقدير معالم نموذج الانحدار، هو استقلال القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية معينة عن القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية سابقة لها. أي : ($Cov(\varepsilon_i,\varepsilon_j)=0 \quad , \quad \forall i \neq j$) وإذا تم إسقاط هذا الافتراض فإن ذلك يدل على وجود ما يسمى بالارتباط الذاتي.

وفي هذا العنصر سوف نركز على العلاقة البسيطة للارتباط الذاتي والمتمثلة في وجود ارتباط بين القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية معينة والقيمة المقدرة لحد الخطأ في الفترة الزمنية السابقة لها مباشرة، ويطلق على هذه العلاقة اصطلاح الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى، وذلك نظرا لأن معظم التطبيقات في الاقتصاد القياسي تتضمن ارتباط ذاتيا من الدرجة الأولى أكثر من الدرجة الثانية أو أكثر.

5-3-1 تحديد نموذج الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى :

يمكن تحديد نموذج الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى من خلال المعادلة التالية :

$$e_t = \rho e_{t-i} + \varepsilon_t \qquad -1 \leq \rho \leq +1 \qquad t = 1.........n$$

حيث أن e : القيمة المقدرة لحد الخطأ.
ε : القيمة الفعلية لحد الخطأ.
ρ : معامل الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى.
n : عدد المشاهدات.

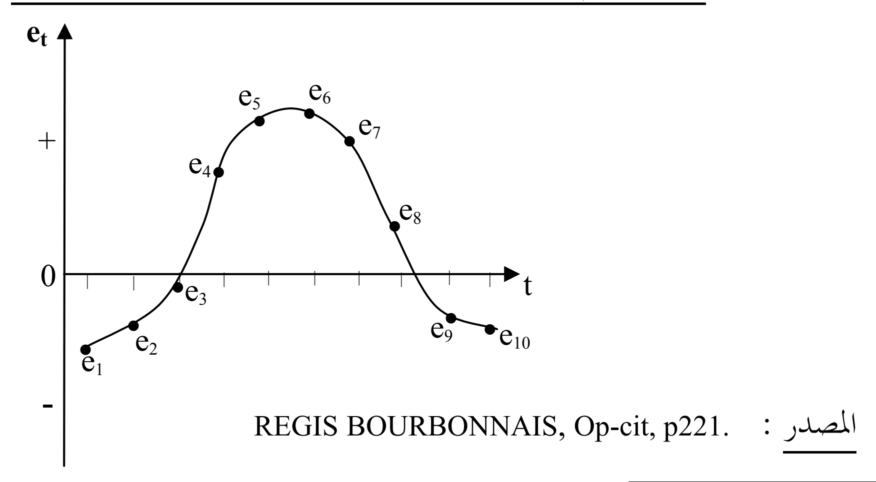
وبالنظر إلى المعادلة السابقة يمكن التمييز بين حالتين :

1. إذا كانت $\rho = 0$ فإن $e_t = \varepsilon_t$، ويدل هذا على عدم وجود الارتباط الذاتي.
2. إذا كانت $\rho = \pm 1$، فإن القيمة المقدرة لحد الخطأ في الفترة الزمنية السابقة e_{t-1} تصبح أكثر أهمية في تحديد القيمة المقدرة له في الفترة الزمنية الحالية e_t، ومن ثم يدل ذلك على وجود درجة عالية من الارتباط الذاتي.

5-3-2 أنواع الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى وأسبابه : يمكن أن نفرق بين نوعين :

أ. الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى الموجب ($\rho > 0$): عندما تكون معظم القيم المقدرة المتتابعة لحد الخطأ لها نفس الإشارة الجبرية. ويمكن تمثيل هذا النوع في الشكل التالي[1]:

الشكل رقم (2-7) : الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى الموجب

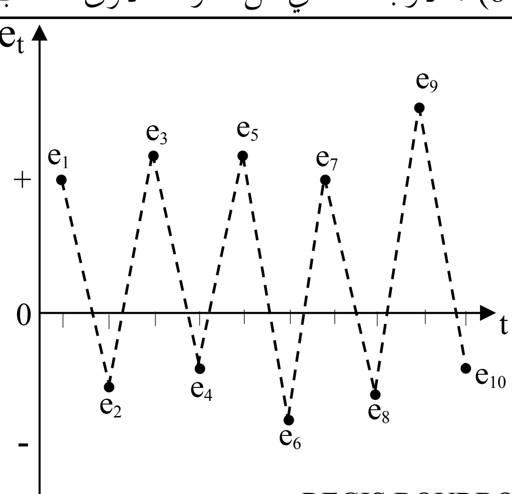


المصدر : REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p221.

[1] REGIS BOURBONNAIS, **Econométrie** (5e édition ; paris : Dunod , 2003), p221.

ب. الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى السالب ($\rho < 0$): عندما تكون غالبية القيم المقدرة المتتابعة لحد الخطأ تتبادل الإشارة بين الموجب والسالب.

الشكل رقم (2-8) : الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى السالب



المصدر: REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p222.

وينشأ الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى من عدة أسباب منها ما يلي :

- إغفال بعض المتغيرات التفسيرية في نموذج الانحدار المراد تقديره.
- الصياغة الرياضية الخاطئة للنموذج.
- عدم دقة بيانات السلاسل الزمنية.

5-3-3 اختبارات اكتشاف الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى :

إن وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى يؤثر سلبا على نتائج المربعات الصغرى العادية من حيث :

- القيم المقدرة لمعاملات سوف تكون غير متحيزة.
- تباين القيم المقدرة لمعاملات الانحدار سوف لا يكون أقل ما يمكن.

لذلك تستعمل عدة اختبارات للكشف على هذا الاختلال منها ما يلي :

5-3-3-1 اختبار دراين واتسون Durbin et Watson (1950 et 1951) :

يعتبر اختبار Durbin et Watson من أهم الاختبارات الشائعة المستخدمة في اكتشاف الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى حسب الشكل[1]: $\varepsilon_t = \rho\,\varepsilon_{t-1} + \nu_t \qquad , \nu_t \sim \mathrm{N}\left(0, \sigma_\nu^2\right)$

ويهدف إلى اختبار الفرضيات التالية : $\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \\ H_1 : \rho \neq 0 \end{cases}$

ومن أجل اختبار فرضية العدم H_0 يجب حساب إحصائية داربين واتسون DW من الصيغة التالية :

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{n}\left(e_t - e_{t-1}\right)^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}$$

[1]Ipid , p223.

أو $DW \cong 2(1-\rho)$ ، حيث أن DW تمثل القيمة المحسوبة للاختبار وتأخذ قيمها بين 0 و4. ويتضح من المعادلة السابقة أنه إذا كانت $\rho = 0$ فإن $DW \cong 2$.

ويوضح الشكل التالي قيم d (القيم الجدولية للاختبار)، التي تشير إلى وجود أو عدم وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى الموجب أو السالب، أو التي تجعل نتيجة الاختبار غير محددة، وتوجد قيم كل من الحدين الأعلى والأدنى لـ d (d_L, d_U) في الجدول الإحصائي للملحق رقم (1-4).

الشكل رقم (2-9) : مناطق القبول والرفض لاختبار Durbin et Watson

0 – d_L	d_L – d_U	d_U – 2	2 – $4-d_U$	$4-d_U$ – $4-d_L$	$4-d_L$ – 4
$\rho > 0$	؟	$\rho = 0$	$\rho = 0$	؟	$\rho < 0$
ارتباط ذاتي موجب	غير محدد	عدم وجود ارتباط	عدم وجود ارتباط	غير محدد	ارتباط ذاتي سالب

المصدر: REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p223.

بالاعتماد على الشكل رقم (2-9) يمكن أن تُستخرج نتيجة اختبار DW كالتالي :

- إذا كانت $DW < d_L$ أو $DW > 4-d_L$ يرفض H_0 .
- إذا كانت $4-d_U > DW > d_U$ يقبل H_0 .
- إذا كانت $4-d_U \leq DW \leq 4-d_L$ أو $d_L \leq DW \leq d_U$ تكون نتيجة الاختبار غير محددة، ومن ثم يجب إضافة بيانات أكثر.

2-3-3-5 اختبار h لـ Durbin :

من بين الانتقادات الموجهة إلى اختبار DW أنه لا يمكن تطبيقه في حالة إذا كان نموذج الانحدار المقدر يتضمن متغيرات تابعة ذات فترات إبطاء كمتغيرات مستقلة، ولهذا قام Durbin باقتراح اختبار آخر ليسد النقص في اختبار DW من هذه الزاوية، ويسمى الاختبار الجديد باختبار h. وبالإضافة إلى ذلك، فإن اختبار h يستخدم في حالة إذا كان عدد المشاهدات كبيرا.

وبفرض أن نموذج الانحدار المقدر هو : $\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Y_{t-1} + \hat{\beta}_2 Y_{t-2} + \hat{\beta}_3 Y_{t-3}$ فإن صيغة الاختبار المقترح هي :

$$h = \rho \sqrt{\frac{N}{1 - N\left[Var\left(\hat{\beta}_1\right)\right]}}$$

حيث أن $Var\left(\hat{\beta}_1\right)$ عبارة عن تباين معامل الانحدار المقدر الخاص بالمتغير التابع ذو فترة إبطاء واحدة (Y_{t-1})، ويلاحظ أن هذا الاختبار لا يمكن حسابه إذا كانت $N\left[Var\left(\hat{\beta}_1\right)\right] \geq 1$.

وتجدر الإشارة هنا إلى أن قيمة h موزعة توزيعا طبيعيا $\{h \sim N(0,1)\}$، ومن ثم يجب مقارنة قيمة h بالقيمة الجدولية (الحرجة) لـ Z الموجودة في جدول التوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية معين.

ويتلخص اختبار h من جانب واحد في الآتي : $\left.\begin{matrix} H_0 : \rho \leq 0 \\ H_1 : \rho > 0 \end{matrix}\right\}$

- إذا كانت $h > Z$ يقبل H_1 أي يوجد هناك ارتباط ذاتي موجب من الدرجة الأولى.

5-3-4 تقدير معامل الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى (ρ) :

هناك عدة طرق لتقدير معامل الارتباط من الدرجة الأولى (ρ) منها ما يلي :

5-3-4-1 تقدير الـــ ρ من إحصائية Durbin et Watson :

بالرجوع إلى المعادلة $DW \cong 2(1-\rho)$ يمكن تقدير ρ من إحصائية DW ،حيث: $\rho \cong (2-DW)/2$

5-3-4-2 تقدير الـــ ρ بطريقة Theil-Nagar :

اقترح كل من Theil و Nagar تقديرا لـــ ρ من خلال العلاقة التالية : $\rho = \dfrac{N^2[1-(DW/2)]+(K+1)^2}{N^2-(K+1)^2}$

حيث أن K : عدد المتغيرات المستقلة، K+1 : عدد معاملات الانحدار المقدرة

5-3-4-3 تقدير الـــ ρ بطريقة Cochrane-Orcutt :

اقترح كل من Cochrane و Orcutt تقديرا لـــ ρ بواسطة القيم المقدرة لحد الخطأ كما يلي : $\rho = \dfrac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_{t-1}^2}$

5-3-4-4 تقدير الـــ ρ بواسطة انحدار e_t على e_{t-1}:

بإجراء انحدار e_t على e_{t-1}، يمكن الحصول على $\hat{\rho}$ كما يلي : $e_t = \hat{\rho}\, e_{t-1}$.

5-3-4-5 تقدير الـــ ρ من طريقة Durbin ذات المرحلتين :

يمكن تقدير ρ من المرحلة الأولى لطريقة Durbin ذات المرحلتين المستخدمة في معالجة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى، والتي مُؤداها إعادة إجراء انحدار المتغير التابع على قيمته المبطأة لفترة زمنية واحدة، وعلى قيم المتغيرات المستقلة للنموذج، وعلى قيم المتغيرات المستقلة المبطأة لفترة زمنية واحدة كذلك.

فبفرض أن النموذج المراد تقديره هو : $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$ فإنه يمكن الحصول على الـــ ρ بواسطة انحدار Yt على قيمتها المبطأة لفترة زمنية واحدة، وعلى قيمة Xt الأصلية، وعلى قيمة Xt المبطأة لفترة زمنية كذلك كما يلي :

$$Y_t = \beta_0(1-\rho) + \rho Y_{t-1} + \beta_1 X_t - \beta_1 \rho X_{t-1}$$

5-3-5 معالجة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى :

بفرض أن نموذج الانحدار المراد تقديره هو ذلك الذي توضحه المعادلة التالية : $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$ فإنه يمكن توضيح كيفية معالجة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى من خلال الطريقتين التاليتين :

5-3-5-1 طريقة الفرق العام :

يمكن تحديد خطوات معالجة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى طبقا لطريقة الفرق العام على النحو التالي :

- تقدير معامل الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى (ρ) باستخدام أيا من الطرق المستخدمة التي سبق عرضها.
- حساب قيم الفروق الأولى للمتغيرات Yt، Xt وفقا لمعادلة الفرق العام التالية :

$$(Y_t - \rho Y_{t-1}) = \beta_0(1-\rho) + \beta_1(X_t - \rho X_{t-1}) + \varepsilon_t$$

ومن ثم فإن تحويل البيانات يتم من خلال المعادلتين التاليتين :

$$Y_t^* = Y_t - \rho Y_{t-1}$$
$$X_t^* = X_t - \rho X_{t-1}$$

– حيث : Y_t^* : قيمة Y المحولة في الفترة الزمنية t، X_t^* : قيمة X المحولة في الفترة الزمنية t.

ولتجنب ضياع المشاهدة الأولى في عملية إيجاد الفروق، يجب تقدير المشاهدة الأولى المحولة لكل من Y، X على التوالي كما يلي: $Y_1^* = Y_1\sqrt{1-\rho^2} \quad , X_1^* = X_1\sqrt{1-\rho^2}$

- ❖ استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معاملات نموذج الانحدار الجديد المكون من الفروق الأولى لـ Y_t، X_t ، وصيغته هي : $Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + \varepsilon_t$
- ❖ اختبار وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى من المعادلة السابقة بعد تقديرها (باستعمال DW)، فإذا كانت النتيجة تؤكد وجود الارتباط الذاتي، فإنه يجب إعادة استبدال القيم X_t^*, Y_t^* بقيم الفروق الأولى لهذين المتغيرين الجديدين بنفس الطريقة السابق عرضها بالخطوة رقم (2)، ثم إجراء الانحدار على البيانات المحولة وإعادة الاختبار إلى أن يتأكد عدم وجود الارتباط الذاتي.

ملاحظة (2-7): يطلق على استخدام كل من طريقة Durbin لتقدير ρ (المرحلة الأولى) وطريقة الفرق العام (المرحلة الثانية) في المعالجة، طريقة Durbin ذات المرحلتين لمعالجة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى.

2-5-3-5 طريقة الفرق الأول :

يمكن تحديد خطوات معالجة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى طبقا لطريقة الفرق الأول على النحو التالي:

- ❖ حساب قيم الفروق الأولى للمتغيرات Y_t، X_t وفقا لمعادلة الفرق الأول:

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \beta_1 (X_t - X_{t-1}) + \varepsilon_t$$
$$\Delta Y_t = \beta_1 \quad \Delta X_t \quad + \quad \varepsilon_t$$

ومن ثم فإن تحويل البيانات يتم من خلال المعادلتين التاليتين :

$$\left.\begin{aligned} Y_t^* &= Y_t - Y_{t-1} \\ X_t^* &= X_t - X_{t-1} \end{aligned}\right\}$$

- ❖ استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معاملات نموذج الانحدار الجديد المكون من الفروق الأولى لـ Y_t، X_t وصيغته هي : $Y_t^* = \beta_1 X_t^* + \varepsilon_t$
- ❖ اختبار وجود الارتباط الذاتي من المعادلة السابقة بعد تقديرها (باستعمال DW)، فإذا أظهر الاختبار وجود ارتباط ذاتي، فإنه يجب إعادة استبدال القيم X_t^*, Y_t^* بقيم الفروق الأولى لهذين المتغيرين الجديدين بنفس الطريقة السابق عرضها بالخطوة رقم (1)، ثم إجراء الانحدار على البيانات المحولة وإعادة الاختبار إلى أن يتأكد عدم وجود الارتباط الذاتي.

وكمقارنة بين الطريقتين السابقتين يُعتبر الفرق العام أفضل طريقة لمعالجة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى بالمقارنة بطريقة الفرق الأول، حيث أن هذه الأخيرة تمثل سوى حالة خاصة من سابقتها.

المبحث الثاني : السلاسل الزمنية :

إنه من المعروف أنه يمكن تصنيف البيانات التي يتم تحليلها إحصائيا إلى نوعين[1] :

- بيانات قطاعية : وهي بيانات عن نشاط معين لنفس الفترة الزمنية، أي أنها تعبر عن مستوى أفقي cross section، وبالتالي فهي لا تُدخل الزمن في التحليل، ومثال ذلك بيانات الإنتاج أو الاستهلاك لقطاعات مختلفة خلال سنة معينة أو شهر معين.
- بيانات سلاسل الزمنية : وهي بيانات عن ظاهرة معينة خلال مدى زمني يعبر عنه كفترات زمنية. وهي المعنية بالدراسة في هذا المبحث.

المطلب الأول : مفاهيم عامة

1- تعريف السلسلة الزمنية :

السلسلة الزمنية هي مجموعة من القيم لمؤشر إحصائي معين مرتبة حسب تسلسل زمني، بحيث كل فترة زمنية يقابلها قيمة عددية للمؤشر تسمى مستوى السلسلة. وبمعنى آخر هي متتالية لقيم متغير إحصائي خلال مجالات زمنية متساوية (أسبوع، شهر ، سنة ....)[2]. أو هي مجموعة من المعطيات لظاهرة ما مشاهدة عبر الترتيب التصاعدي للزمن[3].

وينبغي التذكير إلى أنه عند بناء السلسلة الزمنية، وقبل استخدامها في التحليل أو التوقع، لا بد من التأكد أن مستوياتها قابلة للمقارنة فيما بينها، وهو شرط أساسي لصحة أي تحليل وأي تقدير وأي توقع، وفيما يلي العناصر اللازمة في ذلك[4]:

1. أن تخص مستويات السلسلة الزمنية فترات متساوية، فمثلا لا يجوز أن تعبر بعض مستويات السلسلة عن عدد المواليد خلال كل شهر، وبعض المستويات الأخرى تعبر عن عدد المواليد خلال كل سنة، فالمقارنة بين المستويات هنا غير ممكنة.
2. أن تكون جميع مستويات السلسلة خاصة بمكان معين، سواءا كان إقليما أو ولاية أو مؤسسة، فلا يجوز أن تعبر بعض المستويات عن مؤشر خاص بمجال معين، وأخرى خاصة بمجال أوسع مثلا.
3. أن تكون وحدة القياس لجميع مستويات السلسلة الزمنية موحدة.
4. التعبير عن مستويات السلسلة الزمنية القيمية بالأسعار الثابتة، لأن الأسعار الجارية تخفي أثر الأسعار وتجعل المقارنة غير موضوعية.
5. أن تكون طريقة ومنهجية قياس جميع المستويات موحدة.

يجب الإشارة إلى أن السلاسل الزمنية عادة ما لا تُعطَى جاهزة وقابلة للتحليل مباشرة، حيث يتطلب الأمر في أغلب الأحيان إجراء بعض التعديلات لجعل المستويات قابلة للمقارنة وفقا للشروط المذكورة أعلاه.

---

[1] كمال سلطان محمد سالم، **الإحصاء الاحتمالي** (الإبراهيمية : الدار الجامعية، 2004)، ص 223.
[2] Hamdani Hocine, **Statistique Descriptive et Expression Graphique** (Alger : OPU, 1988), P 299.
[3] David et J. Michaud, **La Prévision : approche empirique d'une methode statistique** (Paris : Masson, 1989), P22.
[4] عبد العزيز شرابي، مرجع سابق، ص 20.

2- المؤشرات الأساسية والوسيطية للسلاسل الزمنية[1] :

2-1 المؤشرات الأساسية للسلسلة الزمنية :

وهي مجموعة من المؤشرات تقيس سرعة تغير الظاهرة المدروسة خلال فترة زمنية معينة، أهمها التغير المطلق، معدل النمو و معدل الزيادة، إن حساب هذه المؤشرات قائم على مبدأ المقارنة فيما بين مستويات السلسلة الزمنية، وعادة ما تُجرى هذه المقارنة بالنسبة لمستوى معين من السلسلة الزمنية، يسمى بمستوى الأساس، وغالبا ما يكون متوسط مستوى الظاهرة لعدة فترات زمنية، خاصة عند السلاسل الزمنية شديدة التقلبات.

2-1-1 التغير المطلق :

يبين مقدار وحدات الزيادة أو النقصان في مستوى الظاهرة مقارنة بفترة الأساس، إذن فالتغير المطلق هو عبارة عن الفرق بين مستوى الظاهرة في فترة المقارنة Y_i، ومستوى الظاهرة في فترة الأساس Y_{i-t} أي : $\Delta = Y_i - Y_{i-t}$.

حيث t وحدة زمنية، و i دليل الفترة الخاص بالسلسلة الزمنية، وبالتالي i-t هو مجال زمني يخص امتداد فترة المقارنة.

فإذا كان مستوى الظاهرة قد تناقص، فإن $\Delta < 0$، وبالتالي Δ يميز هنا التناقص المطلق لمستوى الظاهرة ($\Delta > 0$ يميز التزايد المطلق).

2-1-2 معد النمو T :

يبين المقدار الذي يزيد أو يقل به مستوى الظاهرة في فترة المقارنة بمستواها في فترة الأساس، معبرا عنه بنسبة مئوية :

$T = \frac{Y_i}{Y_{i-t}}$. ونقول أنه إذا كان مستوى الفترة الأساس هو 100 فقد أصبح في فترة المقارنة t %.

2-1-3 معدل الزيادة T_c:

يعبر عن المقدار النسبي للزيادة مقارنة بنسبة الأساس :

$$T_c = \frac{\Delta}{Y_{i-t}} = \frac{Y_i - Y_{i-t}}{Y_{i-t}} = \frac{Y_i}{Y_{i-t}} - 1 = T - 1$$

أي معدل الزيادة هو عبارة عن معدل النمو ناقصا 100، ونقول هنا أن مستوى الظاهرة قد زاد أو نقص في فترة المقارنة مقارنة بمستواه في سنة الأساس بـــ T_c %.

2-2 المؤشرات الوسيطية للسلسلة الزمنية :

مع مرور الزمن لا تتغير مستويات السلسلة الزمنية فقط، بل تتغير مقاييس ديناميكيتها، فالزيادة المطلقة تتغير من فترة زمنية إلى أخرى، وكذلك معدل النمو ومعدل الزيادة، لهذا ومن أجل تعميم خصائص هذا التطور نستخدم المقاييس المتوسطة للسلاسل الزمنية.

إن المؤشرات الوسيطية للسلاسل الزمنية تخضع تماما لنظرية المتوسطات، أي أن المتوسط يكون معياريا إذا كانت الظاهرة خلال الفترة المحسوب لها هذا المتوسط مستقرة نسبيا، أو تتطور خلالها الظاهرة بشكل منتظم، أما المتوسط الذي يتم حسابه لفترة تميزت بمراحل مختلفة من تطور الظاهرة، فسيكون غير تمثيلي واستخدامه يجب أن يكون مقرونا بالحذر، وهذه أهم المؤشرات الوسيطية للسلاسل الزمنية :

---

[1] نفس المرجع، ص ص 22-30.

2-2-1 المستوى المتوسط للسلسلة الزمنية $\overline{Y}$:

وهو عبارة عن مجموع عدد مستويات السلسلة الزمنية مقسمة على عددها أي : $\overline{Y} = \frac{\sum_{t=1}^{n} Y_t}{n}$

حيث : Y_t هي مستويات السلسلة الزمنية (t =1,2,3,….,n) ، n عدد هذه المستويات. عمليا يجب التفرقة بين حساب هدا المؤشر بالنسبة لسلسلة زمنية مجالية وتقويمية، فإذا كانت مستويات السلسلة الزمنية مجالية، فإن المسألة بسيطة حيث يُحسَّب المستوى المتوسط بجمع مستويات هذه السلسلة مباشرة وقسمته على n.

أما عند السلسلة التقويمية فإنه ينبغي أولا الحصول على المستوى المتوسط للظاهرة خلال كل فترة، أي جمع مستوى الظاهرة في بداية الفترة مع مستواه في نهاية الفترة وقسمة المجموع على اثنين. ومتوسط مستوى السلسلة الزمنية في هذه الحالة يحسب كالتالي :

$$\overline{Y} = \frac{\frac{Y_1 + Y_2}{2} + \frac{Y_2 + Y_3}{2} + \frac{Y_3 + Y_4}{2} + ... + \frac{Y_{n-1} + Y_n}{2}}{n-1}$$

هذه الصيغة يمكن كتابتها باختصار :

$$\overline{Y} = \frac{\frac{Y_1}{2} + Y_2 + Y_3 + Y_4 + ... + Y_{n-1} + \frac{Y_n}{2}}{n-1}$$

وتعتبر الصيغة الأخيرة هي الصيغة المختصرة لحساب متوسط مستوى السلسلة الزمنية لمستويات تقويمية.

2-2-2 متوسط الزيادة المطلقة $\overline{\Delta}$:

وهو مؤشر يبين مقدار الوحدات التي زاد بها أو نقص مستوى معين للسلسلة، مقارنة مع بالمستوى السابق له في المتوسط، خلال وحدة زمنية معينة، شهر أو سنة أو ...إلخ.

هذا المؤشر يميز السرعة المتوسطة المطلقة لنمو مستويات الظاهرة، وهو دوما مؤشر مجالي، ويُحسب عن طريق قسمة الزيادة الكلية الحاصلة في كل الفترة على عدد هذه الزيادات، فإذا اعتبرنا n هو عدد مستويات السلسلة الزمنية فإن :

$$\overline{\Delta} = \frac{Y_n - Y_1}{n-1} \quad \text{،} \quad \text{أو} \quad \overline{\Delta} = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} \Delta_t}{n-1}$$

2-2-3 معدل النمو الوسطي $\overline{T}$:

يبين المقدار النسبي المتوسط الذي زاد أو نقص به مستوى الظاهرة مقارنة بالمستوى السابق في المتوسط خلال وحدة زمنية معينة (في المتوسط سنويا، في المتوسط شهريا ..)، يُحسَّب هذا المؤشر أحيانا بطريقة الوسط الحسابي، أي بجمع معدلات النمو المسجلة خلال فترات السلسلة الزمنية، (حيث عدد معدلات النمو هو n-1) وقسمة مجموعها على عددها أي : $\overline{T} = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} T_t}{n-1}$

وغالبا ما تُستعمل صيغة الوسط الهندسي لحساب معدلات النمو الوسطي وفقا لما يلي :

$$\overline{T} = \sqrt[(n-1)]{T_1 \times T_2 \times T_2 \times .... \times T_{n-1}}$$

يمكن فك هذه الصيغة بالتعويض عن قيم T_t ((t =1,2,3,….,n-1) لنحصل على :

$$\overline{T} = \sqrt[(n-1)]{\frac{Y_2}{Y_1} \times \frac{Y_3}{Y_2} \times \frac{Y_4}{Y_3} \times .... \times \frac{Y_{n-1}}{Y_{n-2}} \times \frac{Y_n}{Y_{n-1}}}$$

وبالتالي : $\overline{T} = \sqrt[(n-1)]{\frac{Y_n}{Y_1}}$ إذا : $Log\,\overline{T} = \frac{Log\,Y_n - Log\,Y_1}{n-1}$

4-2-2 معدل الزيادة الوسطي $\overline{T}_c$:

يُعبر عن المقدار النسبي المتوسط للزيادة أو النقصان مقارنة بالمستوى السابق في المتوسط خلال وحدة زمنية معينة معبرا عنه بنسبة معينة (في المتوسط سنويا، في المتوسط سنويا ...). ونقول أن مستوى الظاهرة قد زاد (أو نقص) في المتوسط في كل فترة من الفترات الزمنية المعينة بـ $\overline{T}_c$ %.

ويحسب هذا المؤشر بطرح 100 من معدل النمو الوسطي أي : $\overline{T}_c = \overline{T} - 100$.

3- مركبات السلسلة الزمنية واختبارات الكشف عنها :

تكون مشاهدات السلسلة الزمنية تابعة للزمن الذي يحدد خاصيتها أو سمتها الرئيسية، والعلاقة الزمنية هذه قد تأخذ أشكالا مختلفة، وعادة ما تكون السلاسل الزمنية ذات اتجاه واحد، فهي منتظمة حيث تتكرر دوريتها بنفس الصيغة كل سنة، أو ذات تغير عشوائي لعناصر مرتبطة ذاتيا، أي كل قيمة مرتبطة بالقيم السابقة وتتغير بواسطة أو بسبب عامل عشوائي[1].

3-1 مركبات السلسلة الزمنية :

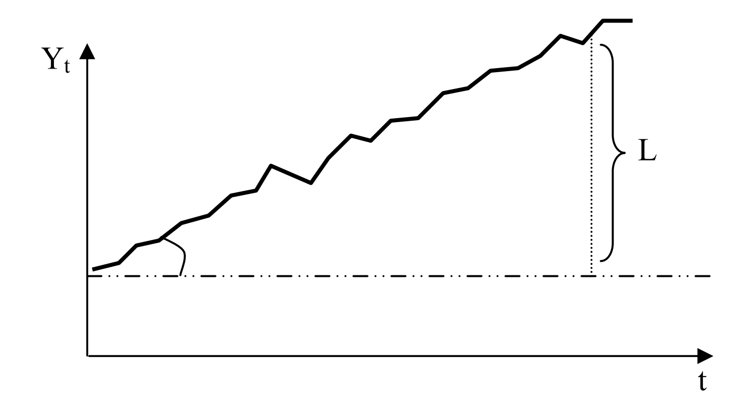
نقصد بها العناصر المكونة للسلسلة الزمنية، وهذا بهدف معرفة سلوك السلسلة وتحديد مقدار تغيراتها وإدراك طبيعتها واتجاهها حتى يصبح بالإمكان القيام بالتقديرات اللازمة والتنبؤات الضرورية، وهذه العناصر هي :

3-1-1 الاتجاه العام : La Tendance générale

هو النمو الطبيعي للظاهرة، حيث يعبر عن تطور متغير ما عبر الزمن، سواءا كان هذا التطور بميل موجب أو سالب، إلا أن هذا التطور لا يُلاحظ في الفترات القصيرة، بينما يكون واضحا في الفترات الطويلة ويرمز له بالرمز : L.

والشكل التالي يوضح حالة وجود مركبة اتجاه عام في السلسلة الزمنية Y_t:

الشكل رقم (2-10) : منحنى معياري لسلسلة زمنية حالة وجود مركبة الاتجاه العام



المصدر: من إعداد الطالب.

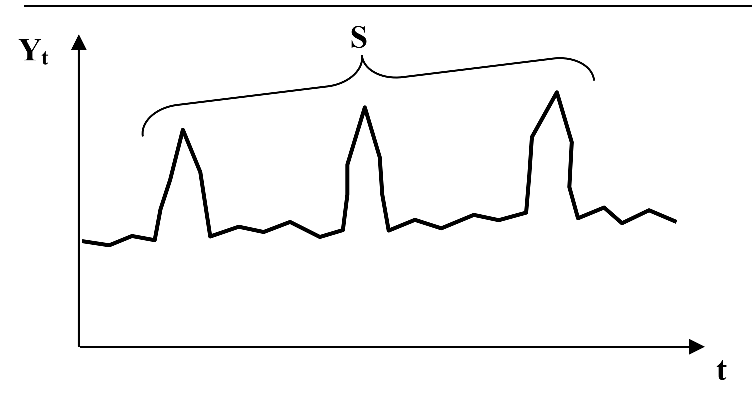
[1] نصيب رجم، **الإحصاء التطبيقي** (عنابه : دار العلوم للنشر والتوزيع، 2004)، ص39.

3-1-2 التغيرات الموسمية (الفصلية) : Les Variations Saisonnières

هي التغيرات التي تحدث بانتظام في وحدات زمنية متعاقبة والتي تنجم من تأثير عوامل خارجية، أو هي تقلبات تتكرر على نفس الوتيرة كل سنة[1]، ويرمز لها بـــ S. وكمثال لهذه التغيرات نأخذ : العطل والإجازات، الإقبال على نوع من الألبسة في فصل ما، استهلاك الكهرباء في فصل الصيف ...إلخ.

والشكل التالي يوضح حالة وجود مركبة موسمية في السلسلة الزمنية Y_t :

الشكل رقم (2-11) : منحنى معياري لسلسلة زمنية حالة وجود المركبة الموسمية



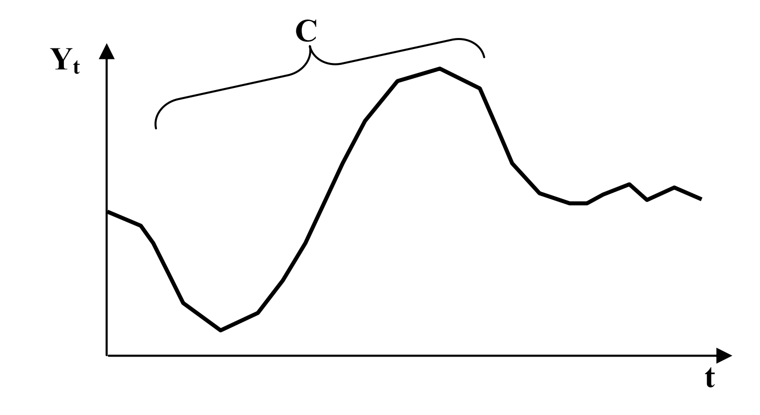
المصدر: من إعداد الطالب.

3-1-3 التغيرات الدورية:

تنعكس هذه المركبة في السلاسل الزمنية الطويلة الأجل، والتي تبرز انتقال أثر الأحوال الاقتصادية مثلا، وهي تغيرات تشبه التغيرات الموسمية إلا أنها تتم في فترات أطول نسبيا من الفترات الموسمية، وبالمقارنة بالتغيرات الموسمية فـــإن طـــول الفترة الزمنية غير معلوم وإنما يتراوح عادة بين ثلاث سنوات إلى عشر سنوات، وبالتالي يصعب التعرف على التقلبـــات الدورية ومقاديرها لأنها تختلف اختلافا كبيرا من دورة لأخرى سواءا من حيث طول الفترة الزمنية للدورة أو اتســـاع تقلباتها ومداها، ونرمز لها بالرمز : C.

والشكل التالي يوضح حالة وجود مركبة الدورات في السلسلة الزمنية Y_t :

الشكل رقم (2-12) : منحنى معياري لسلسلة الزمنية حالة وجود المركبة الدورية



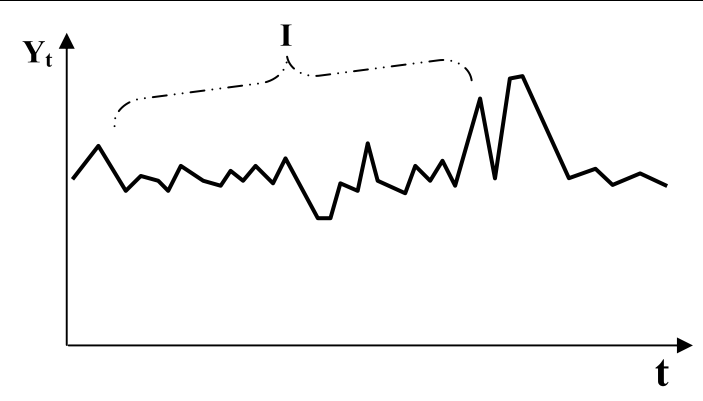
المصدر: من إعداد الطالب.

[1] Bernard Grais, **Méthodes Statistiques** (Paris : Dunod, 1978), P326.

3-1-4 التغيرات العشوائية : Les Variations Aléatoires

وهي تعبر عن تلك التذبذبات غير المنتظمة، و بمعنى أخر هي تلك التغيرات الشاذة التي تنجم عن ظروف طارئة لا يمكن التنبؤ بوقوعها أو تحديد نطاق تأثيرها، حيث تنشأ عن أسباب عارضة لم تكن في الحسبان مثل الزلازل، إضـــراب العمال ...إلخ، ويرمز لها بـــ: I. والشكل التالي يوضح حالة وجود مركبة العشوائية في السلسة الزمنية Y_t :

الشكل رقم (2-13) : منحنى يبين التغيرات العشوائية في السلسلة الزمنية



المصدر : من إعداد الطالب.

ملاحظة (2-8): لكي نستطيع إجراء تحليل السلاسل الزمنية إلى مركباتها يجب أن يكون لدينا نموذج لها، وهذا يعني أن نحدد العلاقة بين مكونات السلسلة الزمنية، وهناك نموذجان شائعا الاستخدام :

أ- نموذج الجمع : $Y_t = T + S + C + I$

ب- نموذج الجداء : $Y_t = T \times S \times C \times I$

ويمكن معرفة طبيعة النموذج انطلاقا من حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري، فإذا كان هذين الأخيريـــن ثابتين عبر وحدة الزمن (مستقلان) فإن السلسلة تكون تشكل نموذجا تجميعيا، وفي حالة العكس نقول عن السلسلة أنها تشكل نموذجا جدائيا[1]، وعند إجراء تعديلات على النموذج الجدائي نحصل على نموذج تجميعي.

ويتم تحليل السلاسل الزمنية لعزل المؤثرات المنتظمة وغير المنتظمة، ومعرفة مدى تأثير كل منها علـــى قيمـــة الظـــاهرة المشاهدة وبذلك يكون القصد من التحليل رد القيمة الكلية للظاهرة إلى عناصرها المكونة لها[2].

3-2 كشف عن المركبات السلاسل الزمنية :

يمكن كشف وجود مركبات السلاسل الزمنية عن طريق تحليل المعلومات بيانيا، فيتمثل الاتجاه العام في تلك المركبة التي تدفع بمنحنى تطور السلسلة عبر الزمن إلى الأعلى (ميل موجب)، أو إلى الأسفل (ميل سالبا)، بينما تنعكس المركبة الدورية في الشكل البياني على هيئة قِمم أو انخفاضات بشكل منتظم يسمح لنا بتحديد فترة حدوث هذه الظاهرة. وأما المتغيرة العشوائية تتمثل في التذبذب الحاصل على مستوى السلسلة، أما المتغيرة الفصلية تتضح مـــن خـــلال الانتظـــام الموجود في تسجيل قيمة على الفصل الأخير لكل سنة، أو انخفاض في كل بداية سنة جديدة مثلا. وإلى جانب التحليل البياني يوجد عدة اختبارات إحصائية مخصصة لكشف هذه المركبات منها :

---

[1] R.Borbonnais et M.Terraza, **Analyse des séries temporelles en économie** (Paris : PUF, 1998), P15.

[2] علي لزعر، **الإحصاء وتوفيق المنحنيات** (الجزائر : ديوان المطبوعات الجزائرية، 2000)، ص141.

3-2-1 اختبار دانيال لكشف مركبة الاتجاه العام :

يعتبر هذا الاختبار أقوى بكثير من الاختبار البياني، وهو يستعين بمعامل الارتباط لسبرمان حيث يعتمد هذا المعامل على قياس الارتباط الخطي بين ترتيبتين : $R_t = f(t) \quad , \quad t = 1.......T$

ومعامل الارتباط يعرف بـــ :

$$r_s = \frac{COV(R_t, t)}{\sqrt{VAR(R_t).VAR(t)}} = \frac{\sum_{t=1}^{T}(R_t - \bar{R})(t - \bar{t})}{\sum_{t=1}^{T}(t - \bar{t})^2} = 1 - \frac{\sigma \sum_{t=1}^{T} d_t^2}{T(T^2 - 1)}$$

حيث: $d_t = (R_t - t)$

وتكون فرضيات الاختبار كالتالي :

H_0 : لا يوجد اتجاه عام

H_1 : يوجد اتجاه عام

القرار : فبعد إيجاد معامل الارتباط r_s، يتم رفض H_0 حسب حجم العينة لما يكون :

1- في حالة العينات الصغيرة $(T \leq 30)$، $|r_s| > r_{\alpha/2}$

2- في حالة العينات الكبيرة $(T > 30)$، $|Z| > Z_{\alpha/2}$

حيث : $Z = \frac{r_s - \mu_{rs}}{\sigma_{rs}}$ ، $\mu_{r_s} = 0$ و $\sigma_{r_s} = \frac{1}{\sqrt{T-1}}$

وتعتبر مركبة الاتجاه العام من أهم المركبات التي تتكون منها السلسلة الزمنية، وذلك لأنها تستخدم في عمليات التنبؤ بقيم الظاهرة للفترات الزمنية المستقبلية، ويمكن تقدير هذه المركبة بعدة طرق منها التمهيد باليــد، طريقــة الأوســاط المتحركة للتخلص من الذبذبات الموسمية، حتى يظهر بوضوح الاتجاه العام للظاهرة محل الدراسة، كما يمكن اســتخدام طريقة المربعات الصغرى[1].

3-2-2 اختبار كريسكال واليس (Kruskall-Wallis) لكشف المركبة الموسمية :

ويختبر نفس الفرضيات السابقة بواسطة العلاقة المعطاة في الشكل الرياضي التالي :

$$KW = \frac{12}{T(T+1)} \sum_{i=1}^{p} \frac{R_i^2}{n_i} - 3(T+1) \quad \rightsquigarrow \chi^2_{(p-1)}$$

- ❖ R_i تمثل مجموع رتب المشاهدات المقابلة لـــ i.
- ❖ n_i تمثل عدد المشاهدات المقابلة للفصل i.
- ❖ P : الدورة، حيث تساوي 4 في المشاهدات الفصلية و12 في المشاهدات الشهرية وهكذا إذا كــان n_i أكــبر من 5 وفرضية العدم صحيحة فإنه يمكن أن يتبع KW التوزيع (χ^2) بدرجة حرية (p-1) (الملحق رقم (1-2)).

القرار: رفض H_0 إذا كان : $KW > \chi^2_{(p-1)}$

إلا أن هذا الاختبار يكون نتائجه صحيحة إلا بعد إزالة مركبة الاتجاه العام من السلسلة قبل محاولة الكشــف عــن المركبة الفصلية.

---

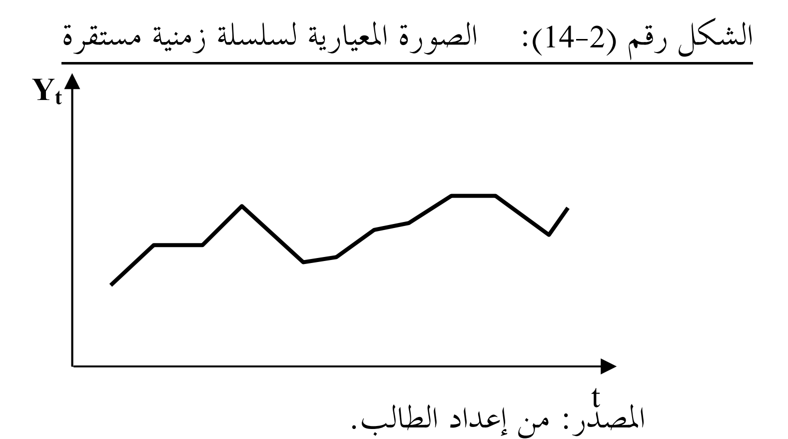
[1] عبد الرحمان بن محمد سليمان أبو عمه، أنور أحمد محمد عبد الله، محمود محمد إبراهيم هنيدي، **الإحصاء التطبيقي** (الرياض : مطابع جامعة الملك سعود، 1995)، ص 197.

4- السلاسل الزمنية المستقرة وغير المستقرة :

قبل الشروع في دراسة الاتجاه الأساسي نحو الزيادة أو النقصان لا بد من التأكد أولا من وجود اتجاه في السلسلة الزمنية، وحسب طبيعة نمو السلسلة يمكننا أن نميز بين سلاسل زمنية مستقرة (SERIES CHRONOLOGIQUES STATIONNAIRES)، وسلاسل زمنية غير مستقرة (NON STATIONNAIRES) أي ذات اتجاه.

كون السلسلة تحمل هذه الخاصية أو تلك لها علاقة مباشرة باختيار تقنية التوقع المناسبة، وهناك حتى من يُصنِّف تقنيات التوقع على هذا الأساس (مستقرة أو غير مستقرة). إن السلسلة الزمنية المستقرة هي تلك التي تتغير مستوياتها مع الزمن دون أن يتغير المتوسط فيها، وذلك خلال فترة زمنية طويلة نسبيا، أي أن السلسلة لا يوجد فيها اتجاه لا نحو الزيادة ولا نحو النقصان، وهذا التمثيل البياني لمستويات سلسلة مستقرة :

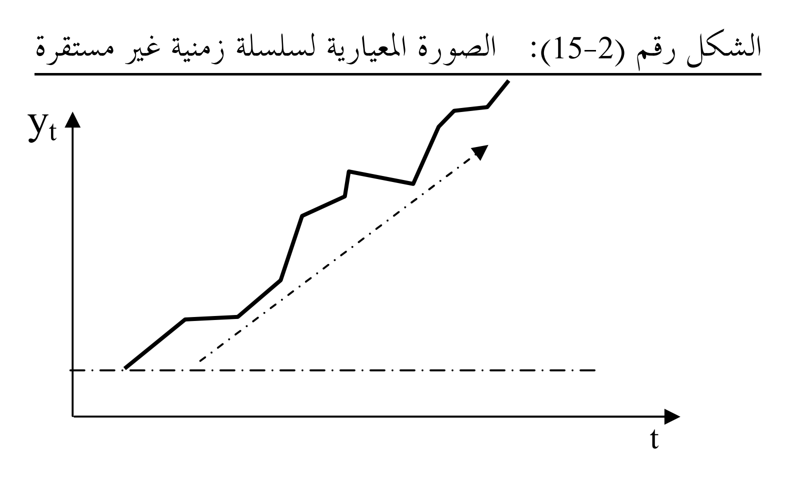
الشكل رقم (2-14): الصورة المعيارية لسلسلة زمنية مستقرة



المصدر: من إعداد الطالب.

أما السلسلة الزمنية غير المستقرة فإن المستوى المتوسط فيها يتغير باستمرار سواء نحو الزيادة أو النقصان، وهذا تمثيل بياني لسلسلة زمنية غير مستقلة.

الشكل رقم (2-15): الصورة المعيارية لسلسلة زمنية غير مستقرة



المصدر : من إعداد الطالب.

4-1 الخصائص الإحصائية لصفة استقرار السلسلة الزمنية :

نقول على سلسلة زمنية أنها ذات معنى واسع للاستقرار (Wide sense stationarity)، أو ذات تباين مشترك مستقر إذا كانت أوساطها، تبايناتها، وتبايناتها المشتركة ثابتة عبر الزمن أي إذا[1] :

---

[1] تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي** (الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية، 1999)، ج(2)، ص173.

1. تذبذبت حول متوسط حسابي ثابت عبر الزمن : $E(y_t)=E(y_{t+k})=\mu$
2. ثبات التباين عبر الزمن : $VAR(y_t)=E[y_t-E(y_t)]^2=VAR(y_{t+k})=E[y_{t+k}-E(y_{t+k})]^2=\sigma^2$
3. أن يكون التغاير بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمدا على الفجوة الزمنية بين القيمتين، وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عند التغاير، أي على الفرق بين الفترة t_1 , t_2 وليس على t_2 أو t_1 .

$$COV(y_t,y_{t+k})=E[(y_t-\mu)(y_{t+k}-\mu)]=COV(y_{t+k},y_{t+k+s})$$

2-4 اختبارات تحديد طبيعة السلسلة الزمنية :

قد يصعب أحيانا تحديد طبيعة السلسلة الزمنية (مستقرة أو غير مستقرة) سواءا بالملاحظة البسيطة أو حتى بالرسم البياني، هنا نلجأ إلى استخدام مقاييس إحصائية لاختبار وجود أو عدم وجود الاتجاه في السلسلة، أبسط هذه المقاييس وأكثرها استعمالا[1] هي القيام بتقسيم السلسلة الزمنية إلى قسمين متساويين ثم حساب المتوسط الحسابي لكل قسم، فإذا كان المتوسطان الحسابيان متساويان أو قريبين من بعضهما، نقول أنه لا يوجد اتجاه في السلسلة الزمنية وبالتالي فهي مستقرة، أما إذا كان هناك عدم تساوي ملحوظ فإننا نستنتج أن هناك اتجاه، أي أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، ويمكن التأكد أكثر وذلك باختبار معنوية هذا الاختلاف، (أي التأكد من أن الاختلاف بين المتوسطين معنوي و لم يكن نتيجة الصدفة)، وهناك عدة اختبارات يمكن استخدامها لهذا الغرض تختلف حسب حجم السلسلة الزمنية وطبيعة التباين في قسمي السلسلة الزمنية. وهناك أداة مهمة في تحليل السلاسل الزمنية واختبار صفة الاستقرار فيها، هي دالة الارتباط الذاتي النظرية، هذه الأخيرة التي تختلف باختلاف النماذج وتساعد على تمثيل السلاسل الزمنية ميدانيا.

ولنأخذ مثالا عن التحرك العشوائي (Random Walk) : $Y_t=Y_{t-1}+\varepsilon_t$

$$\varepsilon_t \sim IID(0,\sigma_\varepsilon^2) \qquad t=1.....n$$

نستطيع التأكد من حالة عدم الاستقرار عن طريق إيجاد التباين والتباينات المشتركة للسلسلة واختبار ثباتها، وبأخذ التوقع نجد : $E(Y_t)=E(Y_{t-1})+E(\varepsilon_t)=E(Y_{t-1})$ ، ويعني ذلك أن هذه السيرورة مستقرة بالنسبة للوسط، أما بالنسبة للتباين فنجد : $Var(Y_t)=Var(Y_{t-1})+Var(\varepsilon_t)+2Cov(Y_{t-1},\varepsilon_t)$

ومع ε_t مستقلة ومتماثلة التوزيع، يكون الحد الأخير للمعادلة أعلاه معدوما، فنجد : $Var(Y_t)=Var(Y_{t-1})+\sigma_\varepsilon^2$

أي أن $Var(Y_t)\neq Var(Y_{t-1})$ ، ومنه فإن التحرك العشوائي غير مستقر بالنسبة للتباين، وهذا كافي لأن تكون السلسلة غير مستقرة، أما إذا أضفنا حدا ثابتا للتحرك العشوائي فتكون السيرورة غير مستقرة بالنسبة للوسط كذلك، وبالرغم من ذلك فإن الفروق الأولى لـ Y_t تعطي سيرورة مستقرة، ما دام : $\Delta Y_t=Y_t-Y_{t-1}=\varepsilon_t$.

حيث أن ε_t ذو اضطراب (تشويش) أبيض، وهذا يبين أنه من الممكن في بعض الحالات تخصيص نموذج نظري غير مستقر، ثم نعمم سيرورة مستقرة بواسطة الفروقات، ومع هذا فهناك عدة حالات يكون فيها تطبيق الفروقات على السلسلة المستقرة لا يعطي نموذجا مستقرا، وتسمى هذه الحالات بالسلاسل غير المستقرة وغير المتجانسة، أما بالنسبة لنموذج التحرك العشوائي أعلاه فهو سيرورة غير مستقرة ولكن متجانسة بمرتبة واحدة.

---

[1] هناك طرق أخرى لاختبار وجود الاتجاه في السلسلة منها طريقة فورستر وستيوارت.

إن تخصيص نموذج غير مستقر تبعا للفروق يمكن أن يؤدي بنا إلى عدة مشاكل مثل الحصول على سيرورة لا يمكن تفريقها من أجل الوصول إلى الاستقرار ولهذا نفهم لماذا أن منمذجي السلاسل الزمنية يستعملون عدة طرق، بواسطة عمليات التفريق للسلسلة الميدانية، من أجل الحصول على سلسلة محولة تظهر بأنها مستقرة، ثم ينظرون إلى النموذج الذي يمكن أن يمثل تصرف السلسلة المستقرة، ومنه نواجه مشكل كيفية التعرف على السلسلة الميدانية هل هي مستقرة أم لا ؟.

إن أول شيء نقوم به هو النظر إلى رسم بياني للبيانات الملاحظة، فإذا لاحظنا بوضوح تصاعد (أو تنازل) في الاتجاه العام للسلسلة تكون الأوساط العينية لمختلف العينات الجزئية مختلفة نظاميا، وهذا يعني عدم إمكانية تعميم الملاحظات على سيرورة مستقرة، والتي تستلزم نفس القيمة للوسط $E(Y_t)$ بالنسبة لكل t، أي أن $E(Y_t)$ غير ثابت بالنسبة للزمن، وإذا فشلنا في تحديد استقرار السلسلة الميدانية من الرسم البياني، يمكن أن ننظر إلى دالة الارتباط الذاتي للعينة أو ما يسمى ببيان الارتباط.

4-2-1 دالة الارتباط الذاتي : Autocorrelation function AC

توضح هذه الدالة الارتباط الموجود بين المشاهدات لفترات مختلفة وهي ذات أهمية بالغة في إبراز بعض الخصائص الهامة للسلسلة الزمنية، ومن الناحية العملية نقوم بتقدير دالة الارتباط الذاتي للمجتمع بواسطة دالة الارتباط الذاتي للعينة، حيث تتمثل دالة الارتباط الذاتي عند الفجوة K كما يلي[1] :

$$p_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{n}\left(Y_t - \overline{Y}\right)\left(Y_{t-k}\overline{Y}\right)}{\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t - \overline{Y}\right)^2} \qquad ,t = 1.2.3$$

ويمكن حساب الصيغة من بيانات عينة على النحو التالي :

$$p_k = \frac{COV(k)}{COV(0)} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)}$$

حيث:

$$C\hat{O}V(k) = \hat{\gamma}(k) = \frac{\sum\left(y_t - \overline{y}\right)\left(y_{t+k} - \overline{y}\right)}{n-k}$$

$$C\hat{O}V(0) = \hat{\gamma}(0) = \frac{\sum\left(y_t - \overline{y}\right)^2}{n}$$

حيث n تمثل حجم العينة و k طول الفجوة الزمنية، وتتراوح قيمة معامل الارتباط الذاتي P_k بين -1 و +1.

ونقول عن سلسلة أنها مستقرة إذا كان معامل الارتباط الذاتي يساوي الصفر أو قريب منه لأي فجوة أكبر من الصفر(k>0)، أي أنه في هذه الحالة يجب أن تنخفض الارتباطات الذاتية للعينة بسرعة كلما ارتفع k- ، أما إذا كانت سلسلة الملاحظات غير مستقرة، فإن الخطوة القادمة هي محاولة تفريقها، لهدف الحصول على سلسلة محولة ومستقرة، وباستعمال W_t كأنه سلسلة مفرقة، يكون لدينا : $W_t = \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad ,t = 2,3......,n$

بعد تفريق السلسلة، يمكن النظر إلى كل من الرسم البياني للسلسلة المفرقة ودالة الارتباط الذاتي العينية لها، لهدف التأكد من عدم وجود مشكل عدم الاستقرار. إذا بقيت W_t غير مستقرة نواصل التفريق على الشكل :

$$W_t = \Delta^2 Y_t \quad ,t = 3,4......,n$$

---

[1] Michel. T, **Méthodes Statistiques en Gestion** (Paris : Dunod, 1994), P101.

ومنه يمكن أن نطبق عامل التفريق d مرة واحدة على السلسلة المشتقة : $,t = d+1, d+2, ..., n$ $\quad W_t = \Delta^d Y_t$

لكن عند تحليل دوال الارتباط الذاتي لسلسلة زمنية فإن السؤال الذي يطرح هو تحديد P_k التي تكون معنويا تختلف عن الصفر، بمعنى اختبار الفرضيتين :
$$\left.\begin{matrix} H_0 : P_k = 0 \\ H_1 : P_k \neq 0 \end{matrix}\right\}$$

إذ نستطيع استعمال معامل الارتباط الذي يرتكز على t (Student) الحسابي والنظري، هذا من جهة، ومن جهة أخرى فإن الاقتصادي كينوي "Qunennouille " برهن على أنه من أجل ($n \geq 30$) فإن المعامل P_k ينتهي تقاربيا إلى القانون الطبيعي ذو الوسط المعدوم، وانحراف $1/\sqrt{n}$، ومنه يعطى مجال الثقة للمعامل P_k بـ $P_k \in \left[0 \pm \frac{t_{\alpha/2}}{\sqrt{n}}\right]$

فإذا كان المعامل المحسوب $\hat{P}_k$ خارج هذا المجال، فهو معنويا يختلف عن الصفر بمعنوية α.

ملاحظة (2-9): إن معظم البرامج المعلوماتية (Logiciels) المستعملة في تحليل السلاسل الزمنية توفر لنا منحنيات دوال الارتباط (Correlogramme) ومعها مجال الثقة، مما يمكننا من التفسير اللحظي.

2-2-4 اختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي (اختبار Box-Pierce) :

في حالة تمتع بيانات السلسلة بالاستقرار فإن معاملات الارتباط للعينة غالبا ما يكون لها توزيع طبيعي وسطه الحسابي 0 وتباينه ($\frac{1}{n}$) أي : $\quad P_k \sim N\left(0, \frac{1}{n}\right)$

ومن ثم فإن حدود فترة الثقة عند مستوى معنوية 5% لعينة كبيرة الحجم هي : $\pm 1.96\sqrt{1/n}$.

وبالتالي إذا كان يقع خارج هذه الحدود فإننا نرفض فرض العدم ويكون $\hat{p}_k$ مختلفا جوهريا على الصفر.

ولإجراء اختبار مشترك لمعنوية معاملات الارتباط الذاتي كمجموعة نستخدم إحصائية Q والتي تم تقديمها بواسطة Box-Pierce ، حيث : $\quad Q = n\sum_{k=1}^{m} \hat{p}_k^2 \quad$ (n : حجم العينة، m : عدد الفجوات)

تحت فرضيات
$$\left.\begin{matrix} H_0 : p_{k1} = p_{k2} = ... = p_{kn} = 0 \quad \text{: فرض العدم} \\ H_1 : p_{k1} \neq p_{k2} \neq .... \neq p_{kn} \neq 0 \quad \text{: فرض البديل} \end{matrix}\right\}$$

إذا كان حجم العينة كبير فإن : $Q \sim \chi^2_{(m)}$ (حيث m درجات الحرية، للملحق رقم (1-2)).

- ✓ إذا كان $Q_c > Q_t$ نرفض فرض العدم القائل بأن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر وهذا يعني أن السلسلة غير مستقرة.
- ✓ إذا كان $Q_c < Q_t$ نرفض الفرض البديل ونقبل فرض العدم وهذا يعني أن السلسلة مستقرة (ساكنة).

كما أنه توجد إحصائية أخرى بديلة تستخدم في إجراء نفس الاختبار السابق تسمى بـ Liung-Box statistic (LB) تعطى بالعلاقة التالية :
$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{m} \frac{\hat{p}_k^2}{n-k} \sim \chi^2_{(m)}$$

ويمكن استخدامها في حالة العينات الصغيرة الحجم لأنهما تعطي نتائج أفضل من Q، مع كونها تصلح للعينات كبيرة الحجم[1].

[1] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص620.

4-2-3 اختبارات التوزيع الطبيعي (Les tests de Normalité)[1] :

4-2-3-1 اختبار سكيونس (Skewness) للتناظر، واختبار كيرتوزيس (Kurtosis) للتفلطح :

إذا كان العزم المركز من الرتبة k للسلسلة Y_t من الشكل : $\mu_k = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \overline{Y}\right)^k$

فإن معامل Skewness هو : $\beta_1^{1/2} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{(3/2)}}$ ، أما معامل Kurtosis فهو : $\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$

فإذا كان التوزيع طبيعي وعدد المشاهدات كبير (n>30) فإن :

$$\left.\begin{array}{l} \beta_1^{1/2} \sim N\left(0, \sqrt{\frac{6}{n}}\right) \\ \beta_2 \sim N\left(3, \sqrt{\frac{24}{n}}\right) \end{array}\right\}$$

وتكون الإحصاءات التي نقارنها بالقيمة 1.96 بمعنوية 5% هي : $\nu_1 = \frac{\beta_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}}$, $\nu_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}}$

القرار: إذا كانت الفرضيات $H_0 : \nu_1 = 0$ (التناظر) و $H_0 : \nu_2 = 0$ (التسطح الطبيعي) محققة من $\nu_1 \le 1.96$ و $\nu_2 \le 1.96$ ، فإننا نقبل بفرضية التوزيع الطبيعي للسلسلة Y.

4-2-3-2 اختبار جاك- بيرا (Jarque-Bera) :

هو اختبار يجمع بين نتائج الاختبارين السابقين، فإذا كانت $\beta_1^{1/2}, \beta_2$ تتبعان التوزيع الطبيعي، فإن القيمة S تتبع توزيع (Chei-Deux) بدرجات حرية 2 حيث : $S = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}\left(\beta_2 - 3\right)^2 \sim \chi^2_{1-\alpha}(2)$

القرار: إذا كانت $S > \chi^2_{1-\alpha}(2)$ فإننا نرفض فرضية التوزيع الطبيعي للأخطاء بمعنوية α%.

4-2-4 اختبار جذر الوحدة للاستقرار The Unit Root Test of Stationarity :

إن اختبارات Dickey-Fuller لا تعمل فقط على كشف مركبة الاتجاه العام، بل إنها تساعد على تحديد الطريقة المناسبة لجعل السلسلة مستقرة، ومن أجل فهم هذه الاختبارات لا بد من التفريق بين نوعين من النماذج غير المستقرة[2]:

4-2-4-1 أنواع النماذج غير المستقرة :

4-2-4-1-1 النموذج TS (Trend Stationary) : هذه النماذج غير مستقرة، وتبرز عدم استقرارية تحديديه (déterministe)، وتأخذ الشكل : $Y_t = f(t) + \varepsilon_t$

حيث $f(t)$ دالة كثير حدود للزمن (خطية أو غير خطية)، و ε_t تشويش أبيض، وأكثر هذه النماذج انتشارا يأخذ شكل كثير الحدود من الدرجة (1)، ويكتب من الشكل : $Y_t = a_0 + a_1\, t + \varepsilon_t$

هذا النموذج غير مستقر، لأن وسطه $E(Y_t)$ مرتبط بالزمن، لكننا نجعله مستقرا بتقدير المعالم $\hat{a}_1, \hat{a}_0$ بطريقة المربعات الصغرى، وطرح المقدار $\hat{a}_0 + \hat{a}_1\, t$ من Y_t ، أي : $Y_t - \hat{a}_0 + \hat{a}_1\, t$.

---

[1] REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p230.
[2] Ibid, p 231.

4-2-4-1-2 النموذج DS (Differency Stationary): هذه النماذج أيضا غير مستقرة وتبرز عـدم اسـتقرارية عشوائية (Stochastique)، وتأخذ الشكل : $Y_t = Y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$

ويمكننا جعلها مستقرة باستعمال الفروقات أي : $(1-B)^d Y_t = \beta + \varepsilon_t$

حيث : β ثابت حقيقي، B : معامل التأخير، و d: درجة الفروقات.

وغالبا تُستعمل الفروق من الدرجة الأولى في هذه النماذج (d=1)، وتكتب من الشكل : $(1-B)Y_t = \beta + \varepsilon_t$

وتأخذ هذه النماذج شكلين :

- إذا كانت $\beta = 0$: يسمى النموذج DS بدون مشتقة، ويكتب من الشكل : $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$.

  وبما أن ε_t تشويش أبيض، فإن النموذج يسمى " نموذج المشي العشوائي Random Walk Model" وهو كثير الاستعمال في دراسة الأسواق المالية.
- إذا كانت $\beta \neq 0$: يسمى النموذج DS بالمشتقة، ويكتب من الشكل $Y_t = Y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$.

4-2-4-2 اختبار ديكي- فولر Dickey-Fuller (DF) test :

تعمل اختبارات ديكي- فولار (Dickey-Fuller 1979) على البحث في الاستقرارية أو عدمها لسلسلة زمنية مـا، وذلك بتحديد مركبة الاتجاه العام، سواء كانت تحديدية (déterministe) أو عشوائية (Stochastique).

لعرض هذا الاختبار نبدأ بالنموذج التالي الذي يسمى بنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR(1)، والذي يكتب من الشكل : $Y_t = Y_{t-1} + \mu_t$

حيث μ_t : حد الخطأ العشوائي، والذي يُفترض فيه : وسط حسابي = 0، تباين ثابت، وقيم غير مرتبطة (عندئـذ يسمى حد الخطأ أو التشويش الأبيض).

ويلاحظ أن معامل الانحدار يساوي الواحد (1)، وإذا كان هذا هو الأمر في الواقع، فإن هـذا يـؤدي إلى وجـود مشكلة الجذر الوحدوي الذي يعني عدم استقرار بيانات السلسلة، حيث يوجد هناك اتجاه في البيانات.

ولذا إذا قمنا بتقدير الصيغة التالية : $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \mu_t$، واتضح أن $\hat{\phi}_1 = 1$ فإن المتغير Y_t يكون له جـذر الوحـدة، ويعاني من مشكلة عدم الاستقرار. وتعرف السلسلة التي يوجد لها جذر مساو للوحدة (كما ذكرنا أعـلاه) بسلسـلة السير العشوائي (Random Walk Time Series) وهي إحدى الأمثلة للسلسلة غير المستقرة.

و بطرح Y_{t-1} من طرفي المعادلة $(Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \mu_t)$ نتحصل على الصيغة التالية :

$$\Delta Y_t = (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + \mu_t$$

$$\Delta Y_t = \lambda\, Y_{t-1} + \mu_t \qquad : (\phi_1 - 1) = \lambda$$

- حيث : $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$، والآن أصبحت الفرضيات من الشكل :

$$\left.\begin{array}{l} H_0 : \quad \lambda = 0 \\ H_1 : \quad \lambda \neq 0 \end{array}\right\}$$

ويلاحظ أنه إذا ثَبُتَ في الواقع أن : $\lambda = 0$ ، فإن : $\Delta Y_t = \mu_t$ ، وعندئذ يُقال أن سلسلة الفروقات من الدرجة 1 من السير العشوائي مستقرة،ولذا فإن السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الرتبة الأولى (Integrated of Order 1)، ونرمز لها بـــ I(1) . أما إذا كانت السلسلة مستقرة بعد الحصول على الفروقات من الدرجة الثانية (الفروقات الأولى للفروقـــات الأولى)، فإن السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الرتبة الثانية أي I(2)، وهكذا ...

وإذا كانت السلسلة الأصلية مستقرة يقال أنها متكاملة من الرتبة صفر أي I(0).

ولاختبار مدى استقرار السلسلة نتبع الخطوات التالية :

1. نقوم بحساب ما يسمى بـــ τ (تاو) بعد تقدير الصيغة $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \mu_t$ ، بقسمة $\hat{\phi}_1$ على الخطأ المعياري لهـــا، أي : $\tau = \frac{\hat{\phi}_1}{SE(\hat{\phi}_1)}$

2. لا نستطيع مقارنة τ المحسوبة بقيم t الجدولية، حتى في العينات الكبيرة، لأنها لا تتبع هذا التوزيع، وإنما نبحـــث عن τ الجدولية في جداول معدة خصيصا بواسطة Dickey & Fuller [1]، ولذا يُعرف هذا الاختبـــار باختبـــار Dickey-Fuller Test (DF-test) .

3. القرار:

- إذا كانت τ_c المحسوبة > τ_t الجدولية : نرفض فرض العـــدم $H_0: \ \phi_1 = 1$ (أو $\lambda = 0$)، ونقبـــل الفرض البديل $H_1: \ \phi_1 \neq 1$ (أو $\lambda \neq 0$)، وبالتالي تكون السلسلة مستقرة.
- إذا كانت τ_c المحسوبة < τ_t الجدولية : نقبل فرض العدم $H_0: \ \phi_1 = 1$ ونـــرفض الفـــرض البـــديل $H_1: \ \phi_1 \neq 1$ ، وفي هذه الحالة تكون السلسلة غير مستقرة.

ولقد جرت العادة على إجراء اختبار Dickey-Fuller باستخدام عدد من صيغ الانحدار تتمثل في[2] :

$$\begin{cases} \Delta Y_t = (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + \mu_t \\ \Delta Y_t = (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + c + \mu_t \\ \Delta Y_t = (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + c + b\,t + \mu_t \end{cases}$$

وإذا وضعنا $\lambda = (\phi_1 - 1)$ تصبح :

$$\begin{cases} \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \mu_t & ....(1) \\ \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + c + \mu_t & ....(2) \\ \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + c + b\,t + \mu_t & ....(3) \end{cases}$$

حيث أن اختبار الفرضية $H_0: \ \lambda = 0$ هو نفسه اختبار الفرضية $H_0: \ \phi_1 = 1$. مع مراعاة أنه تم إدخال الحـــد الثابت c في الصيغة (2)، وإدخال حد للإتجاه العام يتمثل في الزمن t في الصيغة (3).

وفي كل صيغة من الصيغ الثلاثة تكون الفروض من الشكل :

$$\left. \begin{array}{l} H_0: \ \lambda = 0 \quad (\phi_1 = 1) \\ H_1: \ \lambda \neq 0 \quad (\phi_1 \neq 1) \end{array} \right\}$$

---

1 الملحق رقم (1-6) يعرض هذه الجداول.

2 عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص623.

إن مبدأ هذا الاختبار بسيط هو:

- إذا تحققت الفرضية $H_0: \quad \phi_1 = 1$ ($H_0: \quad \lambda = 0$) في أحد النماذج الثلاثة فإن السلسلة غير مستقرة.
- في النموذج (3)، إذا قبلنا الفرضية البديلة ($H_1: \quad \phi_1 \neq 1$)، وكانت b معنويا مختلف عن الصفر، فإن النموذج من النوع TS (ويرجع مستقرا بطريقة الانحدار كما بيناها سابقا).
- حسب الفرضية H_0، فإن القواعد الإحصائية الاعتيادية من غير الممكن تطبيقها من أجل الاختبار. لذلك عمدا ديكي وفولار إلى دراسة التوزيع التقاربي للمقدر $\hat{\phi}_1$، وذلك بمساعدة محاكاة مونتي-كارلو (Monte-Carlo)، حيث جدولوا القيم الحرجة من أجل عينات ذات أطوال مختلفة، هذه الجداول شبيهة بجداول ستودنت (أنظر الملحق رقم (1-6)). وفي حالة وجود مشكلة الارتباط الذاتي بالحد العشوائي μ_t فإن الصيغة الملائمة للاستخدام هي اختبار ديكي فولار المطور.

3-4-2-4 اختبار ديكي فولار المطور Augmented Dickey-Fuller (ADF) test :

في النماذج السابقة عند استعمالنا لاختبار ديكي-فولار البسيط، فإن النموذج μ_t عبارة عن صدمات عشوائية افتراضا، وبذلك أهملنا احتمال ارتباط الأخطاء، لذلك فإن اختبار ديكي فولار المطور (ADF test 1981) عمل على إدراج هذه الفرضية.

إن اختبارات ADF ترتكز على الفرضية $(H_1: |\phi_1| < 1)$، وعلى التقدير بواسطة المربعات الصغرى للنماذج[1]:

$$\begin{cases} \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta Y_{t-j+1} + \mu_t & \text{..........(4)} \\ \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta Y_{t-j+1} + c + \mu_t & \text{..........(5)} \\ \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta Y_{t-j+1} + c + b\,t + \mu_t & \text{..........(6)} \end{cases}$$

- نستطيع أن نحدد القيمة p حسب معيار AKAIKE أو معيار Schwarz .

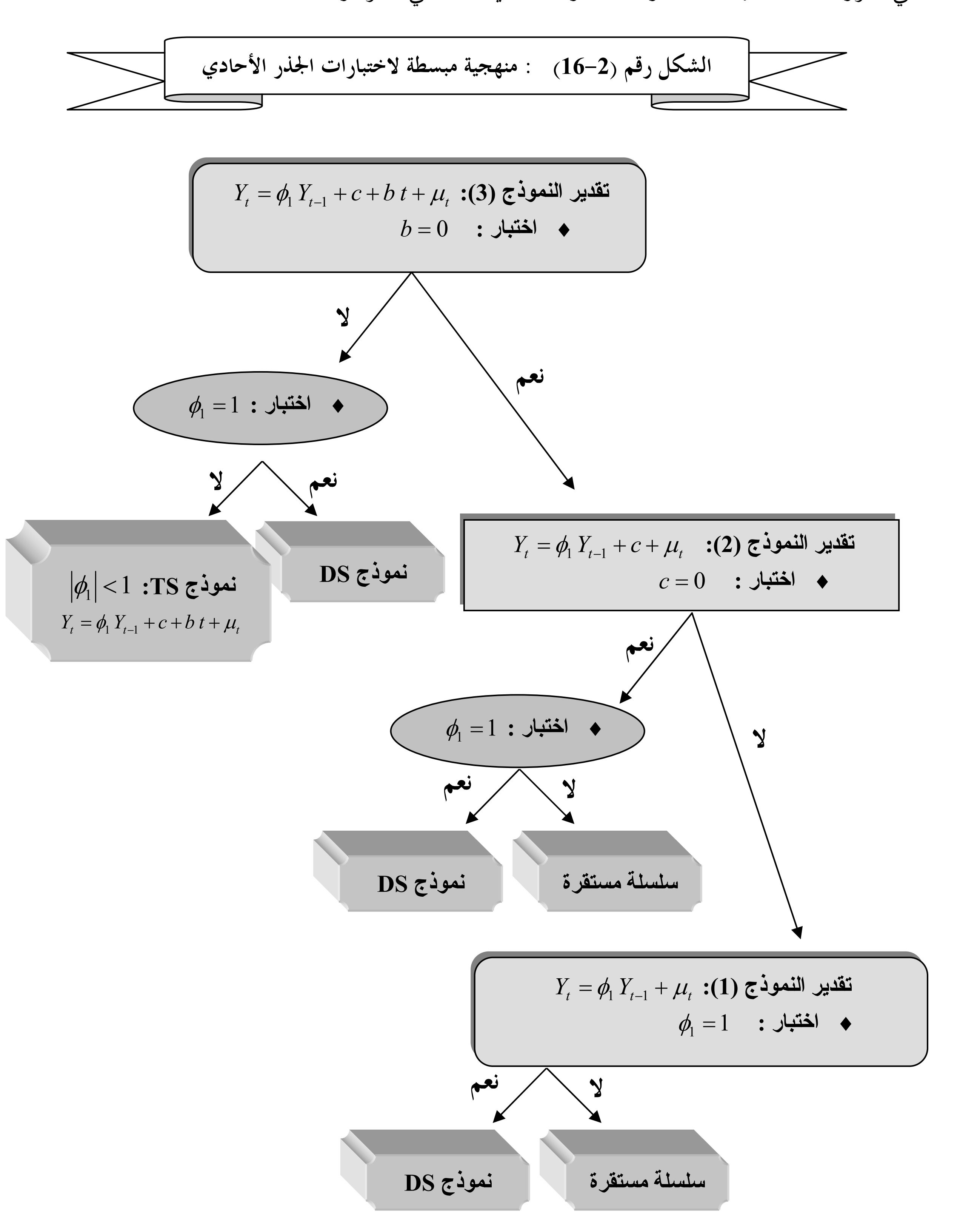
إن اختبار ADF يحمل نفس خصائص اختبار DF، بحيث يستخدم الفروق ذات الفجوة الزمنية ΔY_{t-j+1}، حيث $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$، $\Delta Y_{t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-3}$، ...إلخ، ويتم إدراج عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية حتى تختفي مشكلة الارتباط الذاتي[2].

[1] REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p234.

[2] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص 623.

وفيما يلي صورة مبسطة لمنهجية اختبارات الجذر الأحادي لـــديكي– فولار :

الشكل رقم (2–16) : منهجية مبسطة لاختبارات الجذر الأحادي



المصدر : REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p236.

4-2-4-4 اختبار فيليبس و بيرون Le test de Phillips et Perron(1988):

هذا الاختبار يَعمَّد إلى تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي- فولر، من أجل أخذ بعين الاعتبار الأخطاء المرتبطة، فهو يسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية، حيث اعتمد فيليبس وبيرون نفس التوزيعات المحدودة لاختباري DF وADF[1]. ويجرى هذا الاختبار في أربعة مراحل[2] :

1. تقدير بواسطة MCO النماذج الثلاثة القاعدية لاختبار Dickey-Fuller، مع حساب الإحصائيات المرافقة.
2. تقدير التباين المعطى في الأجل القصير : $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} e_t^2$، حيث e_t تمثل البواقي.
3. تقدير المعامل المصحح s_1^2 (correctif)، المُسمَّى التباين الطويل الأجل، والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة، حيث : $s_1^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} e_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}\left(1-\frac{i}{l+1}\right)\frac{1}{n}\sum_{t=i+1}^{n} e_t e_{t-i}$

من أجل تقدير هذا التباين يجب من الضروري إيجاد عدد التأخيرات l (troncature de Newey-West)، المقدر بدلالة عدد المشاهدات الكلية n، على النحو التالي : $l \approx 4\left(\frac{n}{100}\right)^{2/9}$

4. حساب إحصائية فيليبس وبيرون (la statistique de PP) : $t_{\hat{\phi}_1}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}} + \frac{n(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}{\sqrt{k}}$

مع $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_1^2}$، والذي يساوي 1 – في الحالة التقاربية (asymptotique)– عندما تكون e_t تشويش أبيض.

هذه الإحصائية تقارن مع القيمة الحرجة لجدول ماك كينون (MacKinnon).

5-4-2-4 اختبار KPSS (Le test de KPSS 1992)[3] :

اقترح كل من Kwiatkowski وal سنة 1992م استخدام اختبار مضاعف لاغرانج (multiplicateur de Lagrange(LM))، لاختبار فرضية العدم التي تقرر الاستقرارية للسلسلة. ويكون اختبار KPSS على المراحل التالية :

1. فبعد تقدير النماذج (2) أو (3)، نحسب المجموع الجزئي للبواقي : $S_t = \sum_{i=1}^{t} e_i$.
2. نقدر التباين الطويل الأجل s_1^2 بنفس طريقة اختبار فليبس وبيرون.
3. نحسب إحصائية اختبار KPSS من العلاقة : $LM = \frac{1}{s_1^2}\frac{\sum_{t=1}^{n} S_t^2}{n^2}$

- ♦ نرفض فرضية العدم (فرضية الاستقرار) : إذا كانت الإحصائية المحسوبة LM أكبر من القيمة الحرجة المستخرجة من الجدول المعد من طرف Kwiatkowski وal.
- ♦ نقبل بفرضية الاستقرار : إذا كانت الإحصائية LM أصغر من القيمة الحرجة.

---

[1] قبلي زهير،" تحديد سعر النفط الخام في الأجلين القصير والطويل باستعمال تقنيات التكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ"، مذكرة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 1999، ص50.

[2] REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p234.

[3] Ibid, p235.

3-4 اختبار Mizrach 1996 (Test Non Paramétrique d'indépendance)[1] :

طور **Mizrach** في سنة 1996م اختبار غير معلمي يسمح باكتشاف أكبر عدد ممكن من الفروقـــات (Les écarts) لفرضية التوزيع الطبيعي (iid) الخاصة بالسلاسل الزمنية، هذا الاختبار لا يكشف فقط وجود ارتباط عادي غير خطي في السلاسل، وإنما أيضا يكشف أيضا وجود بنية ارتباط غير خطي (Structure De Dépendance Non Linéaire).

4-3-1 الإحصائيات U (U-statistiques) : ويتعلق اختبار **Mizrach** بالفرضيتين التاليتين :

H_0: السلسلة مستقلة وبتوزيع متشابه (série indépendamment et identiquement distribuée)

H_1: غير ذلك

من أجل اختبار هذين الفرضيتين يجب حساب الإحصائيات U (U-statistiques) :

لتكن Y_t سيرورة عشوائية مستقرة بقيم في R^N، وذات دالة توزيع F، وليكن $(Y_1, Y_2, ...Y_N)$ عينة من الحجم N، و$K(.)$ دالة تناظرية مقاسة، حيث : $K : (R^k)^j \rightarrow R$

مع j وk أعداد طبيعية ≥ 1 ، إذن : $U_N = U(Y_1, Y_2, ...Y_N) = \sum_{N,,j} K(Y_1, ..., Y_N)$

ونسمي k-historique الشعاع ذو البعد k من الشكل : $Y_t^k = (Y_1, Y_{t+1}, ..., Y_{t+k-1})$

نرمز لهذا التوزيع المشترك بـــ $F(Y_t^k)$. ندرج نواة (noyau) بـــ j=2 :

$$K : (R^k \times R^k) \rightarrow R \quad :$$

$$K(y_t^k, y_s^k) = I\left[\left\| y_t^k - y_s^k \right\| < \varepsilon\right] \equiv I(y_t^k, y_s^k, \varepsilon)$$

حيث $I(.)$ دالة معرفة بالعلاقة : $I(y_t^k, y_s^k, \varepsilon) = I\left[\left(\max_{0 \le i \le k-1} |y_{t+i} - y_{s+i}|\right) < \varepsilon\right]$

إذن الإحصائيات U معطاة بالصيغة : $C(k, n, \varepsilon) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t=1}^{n-1} \sum_{s=t+1}^{n} I(Y_t^k, Y_s^k, \varepsilon)$ ، أين : $n = N - k + 1$.

وفيما يخص النظرية التقاربية (la théorie asymptotique) لهذه الإحصائية، اعتبر ميزراش أن الأمل الشرطي للنواة معرف بواسطة : $E_F\left[K(Y_1, ..., Y_j) / y_2 = Y_2, ..., y_c = Y_c\right] = K_c(y) \equiv \int .... \int K(y_1, y_2, ..., y_c) dF(y_2) .... dF(y_c)$

وهذا من أجل : $1 \le c \le j - 1$.

بين كل من Denker وKeller سنة 1983 تحت فرضيات الخلط بمعنى ضعيف، ومن أجل نواة محـــدودة K حيـــث $E\left|K(y_{t_1}, ..., y_{t_j})\right|^{2+\delta} < \infty$ ، أن الإحصائية : $\sqrt{n} \frac{U_N - \theta(F)}{j \sigma_N} \sim N(0,1)$

أين يعطى الأمل والتباين الشرطيين بالعلاقتين :

$$\theta(F) \equiv E_F\left[K(Y_1, ..., Y_j)\right]$$

$$\sigma_N^2 = j^2 \times \left(E_F\left[\widetilde{K}_1(Y_1)^2\right] + 2 \sum_{t=2}^{N} E_F\left[\left(\widetilde{K}_1(Y_1)\right) \widetilde{K}_1(Y_t)\right] \right)$$

مع: $\widetilde{K}_1(y) \equiv K_1(y) - \theta(F)$ (الأمل الشرطي الممركز).

[1] Chikhi Mohamed, "MODELISATION NON PARAMETRIQUE DES PROCESSUS STOCHASTIQUES : Analyse non Paramétrique de non linearite de l'indice CAC40 " Thèse présentée pour obtenir le grade de docteur, Université de Montpellier I, Faculté des sciences Economiques , 6 juillet 2001, p 57.

2-3-4 تقديم الاختبار:

ليكن $(p_1,.......,p_{k-1})$ متتالية متزايدة لأعداد طبيعية على المجال $[1,L]$، $(L < N-k+1)$. في حالة الارتباط لدينا :

$$P\left[y_{t+p_{m-1}} < \varepsilon,.......,y_{t+p_1} < \varepsilon, y_t < \varepsilon\right] = \left(P\left[y_t < \varepsilon\right]\right)^k$$

نقدر التوزيع المشترك $F\left(y_t^k\right)$، والهامشي $F\left(y_t\right)$ في العلاقة الأخيرة بواسطة طريقة النواة، وباستعمال دالة النواة :

$K: R \to R$:

$$K\left(y_t\right) = I\left(y_t < \varepsilon\right) = \begin{cases} 1 & ,si: y_t > \varepsilon \\ 0 & ,si\ non \end{cases} \equiv I\left(y_t, \varepsilon\right)$$

الاحتمال غير الشرطي المشترك من أجل القيم y أصغر من ε، يعطى بالعلاقة التالية :

$$\theta(k,\varepsilon) = \int_y \prod_{i=0}^{k-1} I\left(y_{t+p_i}, \varepsilon\right) dF\left(y_t\right)$$

إذن الإحصائية U نستطيع كتابتها بالشكل :

$$\theta(k,n,\varepsilon) = \sum_{t=1}^{n} \prod_{i=0}^{k-1} I\left(y_{t+p_i}, \varepsilon\right)/n$$

الاختبار غير المعلمي للاستقلالية لــ Mizrach يستعمل مقدرات العزمين الأول والثاني للإحصائية U، بحيث : تحت الفرضية الصفرية لاستقلالية المشاهدات، إحصائية Mizrach تتبع القانون الطبيعي المركز والمختصر. من أجل كل: $p_i \in [1,L], i = 1,....,k-1, L < n$. ومنه إذا : $\theta(k,\varepsilon) > 0$:

$$\sqrt{n}\,\frac{\left[\theta(k,n,\varepsilon) - \theta(k-1,n,\varepsilon)\theta(1,n,\varepsilon)\right]}{\left[\theta(k-1,n,\varepsilon)\theta(1,n,\varepsilon)(1-\theta(k-1,n,\varepsilon))(1-\theta(1,n,\varepsilon))\right]^{1/2}} \sim N(0,1)$$

ومنه إذا كانت إحصائية Mizrach أكبر من القيمة الحرجة 1.96، فإننا نرفض الفرضية الصفرية، ومنه تكون السلسلة ذات بنية ارتباط (structure de dépendance).

ويعتبر اختبار Mizrach الأكثر الفعالية وقوة من بين الاختبارات غير المعلمية للاستقلالية، ونذكر في هذا الإطار (test des runs , le test des rangs de corrélation de spearman ,de Kendall et Kolmogorov-smirnove)، حيث يستطيع أن يكشف لنا عن كل أنواع الارتباط، ويساعدنا في تعريف أحسن سيرورة معممة للمعطيات.

<u>المطلب الثاني: النماذج الخطية للسلاسل الزمنية</u>

يكون هدفنا في هذا الجزء هو تطوير نماذج تشرح تحرك السلسلة الزمنية (Y_t)، هذه الأخيرة نشرحها بواسطة قيمها الحالية والماضية (المؤخرة)، نبدأ تحليلنا ببناء نماذج مبسطة للسلاسل الزمنية من نوع المتوسط المتحرك Moving Average (MA)، ونماذج الانحدار الذاتي Autoregressive (AR) بالنسبة للسيرورات المستقرة، فمثلا في نموذج المتوسط المتحرك تكون السيرورة Y_t موضحة تماما بواسطة مجموع المرجّحات للأخطاء العشوائية الحالية والمؤخرة، أما في نموذج الانحدار الذاتي، فتعتمد السلسلة الزمنية Y_t على مجموع المرجحات لقيمها الماضية وحد الأخطاء العشوائية، ثم تدخل النماذج المختلطة النوعين المذكورين والتي تسمى بنماذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك Autoregressive–Moving Average Models (ARMA) ، حيث تكون Y_t في نماذج (ARMA) عبارة عن دالة لكل من الأخطاء العشوائية الحالية والماضية.

1- نماذج المتوسط المتحرك Moving Average Models (MA)[1]:

تكون كل ملاحظة من السلسلة الزمنية Y_t، في سيرورة المتوسط المتحرك ذو المرتبة $q \geq 1$ معممة (مُفسَّرة) بواسطة متوسط مرجّح للأخطاء العشوائية التي نرمز لها بـــ MA(q)، وتكتب معادلتها على الشكل :

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - .... - \theta_q\varepsilon_{t-q}$$

حيث أن المعالم $(\theta_1, \theta_2, ...\theta_q)$ يمكن أن تكون موجبة أو سالبة.

$(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, ...\varepsilon_{t-q})$ متوسطات متحركة لقيم الحد العشوائي في الفترة t والفترات السابقة.

نفرض أن الأخطاء مُعمّمة بواسطة سيرورة الاضطراب (التشويش) الأبيض، وكحالة خاصة هذه الأخطاء لها التوزيع الطبيعي، مستقلة ومتماثلة التوزيع، إذا كانت : $E(\varepsilon_t) = 0$, $Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$, $E(\varepsilon_t\varepsilon_{t-k}) = 0$ من أجل $k \neq 0$، فـــإن وسط السيرورة MA(q) يكون مُستقلا عن الزمن t ما دام $E(Y_t) = \mu$، ليصبح التباين المشترك لهذه السيرورة :

$$E(Y_tY_{t-k}) = E[Y_{t-k}(\mu + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - .... - \theta_q\varepsilon_{t-q})]$$

$$\gamma_k = E(\varepsilon_t\varepsilon_{t-k}) = 0 \quad : k \neq 0$$

لتكون السيرورة MA(q) موضحة تماما بواسطة (q+2) معلم، وهي الوسط μ وتباين الأخطاء σ_ε^2، وموجه المعـــالم $\theta' = (\theta_1, \theta_2, ...\theta_q)$ والمحددة لمرجحات سيرورة المتوسط المتحرك.

أما التباين، الممثل بواسطة γ_0، لسيرورة المتوسط المتحرك (k=0)، ذو المرتبة q فهو على الشكل :

$$\begin{aligned}
Var(Y_t) &= \gamma_0 = E[(Y_t - \mu)^2] \\
&= E[(\varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - .... - \theta_q\varepsilon_{t-q})(\varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - .... - \theta_q\varepsilon_{t-q})] \\
&= E[\varepsilon_t^2 + \theta_1^2\varepsilon_{t-1}^2 + \theta_2^2\varepsilon_{t-2}^2 + ... + \theta_q^2\varepsilon_{t-q}^2 - 2\theta_1\varepsilon_t\varepsilon_{t-1} - ....] \\
&= \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1^2\sigma_\varepsilon^2 + \theta_2^2\sigma_\varepsilon^2 + ... + \theta_q^2\sigma_\varepsilon^2 \\
&= \sigma_\varepsilon^2[1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + ... + \theta_q^2]
\end{aligned}$$

$$Var(Y_t) = \gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2\left[1 + \sum_{j=1}^{q}\theta_j^2\right]$$

وكمثال نأخذ سيرورة المتوسط المتحرك من المرتبة الأولى MA(1) : $\quad Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1}$

إن هذه السيرورة لها وسط هو μ، وتباين $Var(Y_t) = \gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2[1 + \theta_1^2]$، أما التباين المشترك فيكون على الشكل :

$$\begin{aligned}
Var(Y_t, Y_{t-1}) &= \gamma_1 = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-1} - \mu)] \\
&= E[(\varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-1} - \theta_1\varepsilon_{t-2})] \\
&= -\theta_1\sigma_\varepsilon^2
\end{aligned}$$

وعلى العموم نحدد التباين المشترك لـــk فترة تأخير على الشكل :

$$\begin{aligned}
Var(Y_t, Y_{t-k}) &= \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] \\
&= E[(\varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-k} - \theta_1\varepsilon_{t-k-1})] = 0 \qquad : k \rangle 1
\end{aligned}$$

ومنه فإن السيرورة MA(1) لها تباين مشترك معدوم لما يكون التأخير أكبر من فترة واحـــدة، أي أن كـــل قيمـــة للسلسلة الزمنية Y_t تكون مرتبطة مع Y_{t-1} وY_{t+1} دون قيم السلسلة الزمنية الماضية والمستقبلية الأخرى (Y_{t-k} و Y_{t+k}).

---

[1] تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي**، ج(2)، مرجع سابق، ص163.

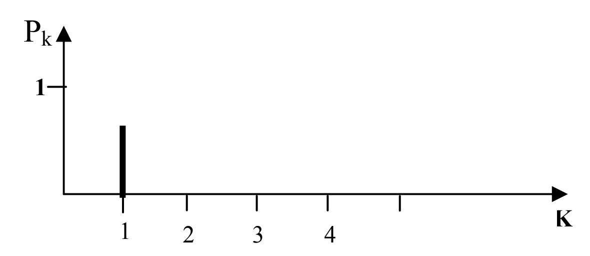
وهذا يعني أن الحوادث الظاهرة في أكثر من فترة زمنية واحدة في الماضي ليس لها أثر على السيرورة حاليا، كما أن الذاكرة المحدودة لسيرورة المتوسط المتحرك توفر معلومة محدودة من أجل التنبؤ بنموذج المتوسط المتحرك في المستقبل، تكون هذه المعلومات مساوية لعدد فترات التأخير q، وفي مثالنا تكون فترة واحدة في المستقبل فقط.

ومنه نقول أن دالة الارتباط الذاتي للسيرورة MA(1) هي :

$$p_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} \dfrac{-\theta_1}{(1+\theta_1^2)} & : k = 1 \\ 0 & : k \rangle 1 \end{cases}$$

والشكل البياني التالي يبين دالة الارتباط الذاتي العينية للسيرورة MA(1) :

الشكل رقم (2-17) : دالة الارتباط الذاتي العينية للسيرورة MA(1)



المصدر: تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي**، ج(2)، مرجع سابق، ص 165.

– أما إذا أخذنا السيرورة MA(2) على الشكل : $Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2}$

فإن هذه الأخيرة لها وسط هو μ، وتباين $Var(Y_t) = \gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2(1+\theta_1^2+\theta_2^2)$، أما التباينات المشتركة فهي :

$$\begin{cases} \gamma_1 = -\theta_1(1-\theta_2)\sigma_\varepsilon^2 \\ \gamma_2 = -\theta_2\sigma_\varepsilon^2 \\ \gamma_2 = 0 \quad : k \rangle 0 \end{cases}$$

تسمى هذه المعادلات بالتباينات المشتركة الذاتية.أما دالة الارتباط الذاتي لنموذج السيرورة MA(2) فهي معطاة بـــ:

$$p_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} \dfrac{-\theta_1(1-\theta_2)}{(1+\theta_1^2+\theta_2^2)} & : k = 1 \\ \dfrac{-\theta_2}{(1+\theta_1^2+\theta_2^2)} & : k = 2 \\ 0 & : k \rangle 2 \end{cases}$$

إن السيرورة MA(2) لها ذاكرة بفترتين، وبالتالي فإن Y_t تتأثر فقط بالأحداث التي تأخذ مكانا في الفتـــرة الحاليـــة، الماضية والفترتين الماضيتين، أما السيرورة MA(q) فتكون لها ذاكرة بـــ q فترة ماضية، ودالة ارتباطها P_k هي :

$$p_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} \dfrac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k-1} + \ldots\ldots\ldots + \theta_{q-k}\theta_q}{(1+\theta_1^2+\theta_2^2)} & : k = 1,2,3,\ldots\ldots,q \\ 0 & : k \rangle q \end{cases}$$

حيث أن دالة الارتباط الذاتي P_k للسيرورة MA(q) لها q قيمة تختلف عن الصفر، وتساوي الصفر فقط لمـــا يكـــون k>q، لذلك يتم الاعتماد على دالة الارتباط الذاتي في تمييز النماذج، وتخصيص مرتبة السيرورة MA(q).

2- نماذج الانحدار الذاتي Autoregressive Models (AR) :

طبقا لهذه النماذج تكون الملاحظة الحالية Y_t مُعمَّمة (مُفسَّرة) بواسطة متوسط الترجيح للملاحظات الماضية إلى فترة التأخير من المرتبة p مع الأخذ بعين الاعتبار حد الخطأ العشوائي في الفترة الحالية، ونسمي ذلك بنموذج الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية Y_t ذو المرتبة p (Auto regressive of order p) .

2-1 الصيغة الرياضية لنماذج الانحدار الذاتي :

تكتب نماذج الانحدار الذاتي من الرتبة p على الشكل :

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \delta + \sum_{i=1}^{p} \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Y_t : قيمة المتغير في الفترة الحالية t ، ε_t : حد الخطأ العشوائي في الفترة الحالية t.

$(Y_{t-1}, Y_{t-2}, ...Y_{t-p})$: قيم المتغير في الفترات السابقة ، δ : ثابت.

وعادة ما يكتب نموذج الانحدار الذاتي بواسطة معامل التأخير L :

$$Y_t = \delta + \phi_1 L Y_t + \theta_2 L^2 Y_t + ... + \phi_p L^p Y_t + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow \quad \left(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - .... - \phi_p L^p\right) Y_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow \quad \phi(L) Y_t = \delta + \varepsilon_t$$

حيث : $\phi(L) = \left(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - .... - \phi_p L^p\right)$.

2-2 شروط استقرارية نماذج AR :

إذا كانت السيرورة AR(p) أعلاه مستقرة، فإن وسطها الممثل بـــ μ ، يجب أن يكون غير متغير بالنسبة للزمن، أي:

$$E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = E(Y_{t-2}) = ... = E(Y_{t-p}) = \mu$$

لينتج لدينا :

$$E(Y_t) = \delta + \phi_1 E(Y_{t-1}) + \theta_2 E(Y_{t-2}) + ... + \phi_p E(Y_{t-p}) + E(\varepsilon_t)$$

$$\mu = \delta + \phi_1 \mu + \theta_2 \mu + ... + \phi_p \mu$$

$$\mu = \frac{\delta}{\left(1 - \sum_{i=1}^{p} \phi_i\right)}$$

إن العبارة الأخيرة والخاصة بوسط السيرورة AR(p) تُعطي لنا أيضا شرط الاستقرار، فإذا كان μ منتهيا فمن الضروري أن تكون: $\sum_{i=1}^{p} \phi_i \langle 1$ ، إن هذا الشرط ضروري، لكنه غير كافي لضمان حالة الاستقرار، حيث هناك شروط أخرى يجب أن تتحقق.

وبوضع $y_t = Y_t - \delta$ ، وانطلاقا من نموذج الانحدار الذاتي المكتوب بواسطة معامل التأخير L يكون لدينا : $\phi(L) y_t = \varepsilon_t$ ، ومنه فإن : $y_t = \phi^{-1}(L) \varepsilon_t$.

إذن وحتى يكون النموذج AR(p) مستقرا يجب أن يكون قابلا للانعكاس، أي يمكن كتابته على شكل نموذج نهائي للأخطاء العشوائية. وبعبارة أخرى يجب أن تكون جذور كثير الحدود $\phi(L)$ بالقيمة المطلقة أقل من الواحد أي[1] :

$\forall i = 1...p : |r_i| \langle 1$ ، حيث : $\phi(L) = (1 - r_1)(1 - r_2 L^2).........(1 - r_p L^p)$

[1] G.Bresson ,G.-C Michaud , **Econométrie des séries temporelles Théorie et application** (paris : P.U.F,1995), p22.

لنعتبر الآن خصائص السيرورات AR(p) البسيطة بواسطة تحديد وسطها، تباينها وتبايناتها المشتركة، ولنبدأ بالسيرورة AR(1) على الشكل : $Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$

إذا كانت $E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = \mu$ فإن وسط هذه السيرورة هو: $\mu = \dfrac{\delta}{(1-\phi_1)}$

تكون السيرورة AR(1) أعلاه مستقرة إذا تحقق $|\phi_1| \langle 1$.

لنحسب الآن تباين هذه السيرورة γ_0، إذا وضعنا $\delta = 0$ مع وجود الشرط $|\phi_1| \langle 1$ يكون التباين ثابتا أي :

$$Var(Y_t) = \gamma_0 = E\left[(\phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t)^2\right]$$
$$= \phi_1^2 \gamma_0 + \sigma_\varepsilon^2$$

وبالترتيب نجد :
$$Var(Y_t) = \gamma_0 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{(1-\phi_1^2)}$$

أما التباينات المشتركة لــ Y_t حول وسطها فهي :
$$\gamma_1 = E(Y_t Y_{t-1}) = \phi_1 \gamma_0$$
$$\gamma_2 = E(Y_t Y_{t-2}) = \phi_1^2 \gamma_0$$
$$\gamma_k = E(Y_t Y_{t-k}) = \phi_1^k \gamma_0 \qquad : k = 1,2,3...$$

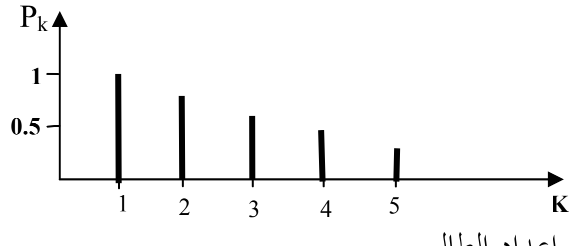
لتكون دالة الارتباط الذاتي للسيرورة بسيطة وتنخفض هندسيا على الشكل :
$$P_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} 1 & : k = 0 \\ \phi_1^k & : k = 1,2,... \end{cases}$$

حيث نلاحظ أن السيرورة AR(1) لها ذاكرة غير منتهية، وذلك لاعتماد القيمة الحالية للسيرورة على كل القـــيم الماضية، بالرغم من أن تصرف هذه التبعية ينخفض مع الزمن.

– ولنأخذ المثال التالي لتوضيح دالة الارتباط الذاتي للسيرورة AR(1) : $Y_t = 1.2 + 0.9 Y_{t-1} + \varepsilon_t$

إن دالة الارتباط الذاتي للسيرورة AR(1) أعلاه هي : $P_k = \dfrac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} 1 & : k = 0 \\ (0.9)^k & : k = 1,2,... \end{cases}$ ، ونبينها بالشكل التالي:

الشكل رقم (2-18): دالة الارتباط الذاتي للسيرورة AR(1)



المصدر : من إعداد الطالب

أما إذا أخذنا السيرورة AR(2) على الشكل : $Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$

وبتوفير الشرط الضروري للاستقرار $\phi_1 + \phi_2 \langle 1$، يكون هذه السيرورة : $\mu = \delta / [1 - \phi_1 - \phi_2]$

وبأخذ Y_t في شكل انحرافات عن وسطها، فتكون التباينات والتباينات المشتركة لــ Y_t هي :

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \sigma_\varepsilon^2$$
$$\gamma_1 = \phi_1 \gamma_0 + \phi_2 \gamma_1$$
$$\gamma_2 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_0$$

لما $k \geq 2$ يكون :
$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2}$$

نحل جملة المعادلات آنيا لنحصل على γ_0 بدلالة المعلمتين ϕ_1، ϕ_2 و σ_ε^2، حيث نستطيع كتابة : $\gamma_1 = \phi_1\gamma_0/(1-\phi_2)$، وبالتعويض المعادلة الثالثة في الأولى لجملة المعادلات نجد : $\gamma_0 = \phi_1\gamma_1 + \phi_1\phi_2\gamma_1 + \phi_2^2\gamma_0 + \sigma_\varepsilon^2$.

ومنه يمكن استعمال هذه المعادلات للحصول على دالة الارتباط الذاتي P_k، لنجد في الأخير :

$$P_k = \begin{cases} \phi_1/(1-\phi_2) & : k=1 \\ \phi_2 + \phi_1^2/(1-\phi_2) & : k=2 \\ \phi_1 P_{k-1} + \phi_2 P_{k-2} & : k \rangle 2 \end{cases}$$

تسمى هذه المعادلات بمعادلات Yule Walker، ومنه نقول من أجل دالة الارتباط الذاتي العينية للسلسلة الزمنية Y_t، والمعممة بواسطة السيرورة AR(2)، نستطيع أخذ قياس لـ P_1 وP_2 ثم تعويضهما في المعادلات Y-W لنحصل على معادلتين جبريتين واللتان نحلهما آنيا من أجل المعلمتين غير المعروفتين ϕ_1، ϕ_2. وبالتالي يمكن استعمال معادلات (Y-W) للحصول على مقدرات معالم الانحدار الذاتي $\hat{\phi}_1$ و $\hat{\phi}_2$.

3-2 دور دالة الارتباط الذاتي الجزئي في تحديد مرتبة نماذج الانحدار AR :

إن أحد المشاكل المعروفة في بناء نماذج الانحدار الذاتي هي تمييز مرتبة السيرورة، فبالنسبة لنماذج المتوسط المتحرك يكون هذا المشكل بسيطا، حيث إذا كانت السيرورة من المرتبة q فإن الارتباطات الذاتية يجب أن تكون كلها قريبة من الصفر من أجل تأخيرات أكبر من q، وبالرغم من أن بعض المعلومات حول مرتبة الانحدار الذاتي يمكن الحصول عليها من التصرف الدوري لعينة دالة الارتباط الذاتي، فإن معلومات أكثر يمكن استنتاجها من دالة الارتباط الجزئية.

ولمعرفة هذه الأخيرة وكيفية استعمالها، نعتبر أولا التباينات المشتركة ودالة الارتباط الذاتي للسيرورة AR(p)، حيث نلاحظ أن التباين المشترك بتأخير k محدد من :

$$\gamma_k = E\left[Y_{t-1}\left(\phi_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots\dots\dots \; \dots\dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t\right)\right]$$

ولنترك الآن $k = 0,1,2,\dots\dots,p$ لنحصل على $p+1$ معادلات فروق والتي يمكن حلها نهائيا من أجل: $\gamma_0, \gamma_1, \dots\dots, \gamma_p$. حيث :

$$\begin{cases} \gamma_0 = \phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_2 + \dots\dots\dots\dots + \phi_p\gamma_p + \sigma_\varepsilon^2 \\ \gamma_1 = \phi_1\gamma_0 + \phi_2\gamma_1 + \dots\dots\dots\dots + \phi_p\gamma_{p-1} \\ \gamma_2 = \phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_0 + \dots\dots\dots\dots + \phi_p\gamma_{p-2} \\ \vdots \\ \gamma_p = \phi_1\gamma_{p-1} + \phi_2\gamma_{p-2} + \dots\dots\dots\dots + \phi_p\gamma_0 \end{cases}$$

وبالنسبة للتأخيرات $k > p$ تصبح لدينا : $\gamma_k = \phi_1\gamma_{k-1} + \phi_2\gamma_{k-2} + \dots\dots\dots\dots + \phi_p\gamma_{k-p} \quad : k > p$

وللحصول على معادلات Yulle-Walker لدالة الارتباط الذاتي نقوم بتقسيم التباينات المشتركة على التباين فنحصل على :

$$\begin{aligned} &P_1 = \phi_1 + \phi_2 P_1 + \dots\dots\dots\dots + \phi_p P_{p-1} \\ &\vdots \\ &P_p = \phi_1 P_{p-1} + \phi_2 P_{p-2} + \dots\dots\dots\dots + \phi_p \end{aligned}$$

ومن أجل التأخيرات $k > p$ ينتج لدينا : $P_k = \phi_1 P_{k-1} + \phi_2 P_{k-2} + \dots\dots\dots\dots + \phi_p P_{k-p}$

إذا كانت $P_1, P_2, ..., P_p$ معروفة (مُقاسة من دالة الارتباط الذاتي العينية)، فإنه يمكن حل معادلات Yulle-Walker من أجل المعالم $\phi_j ,(j=1,2,.....p)$، ولكن عمليا يتطلب حل هذه الأخيرة معرفة مرتبة الانحدار الذاتي p، وتحديد هذه المرتبة يعتبر أمرا صعبا، ولهذا نفترض أننا نحل معادلات (Y-W) من أجل القيم المثالية لـــ p أي نبدأ بوضـــع الفرضـــية p=1، ومن ثم يصبح لدينا $p_1 = \phi_1$ ، أو نستعمل الارتباطات الذاتية العينية $\hat{p}_1 = \hat{\phi}_1$ ، ولهذا إذا كانت القيمة المحســـوبة $\hat{\phi}_1$ لها معنوية إحصائية جيدة (مختلفة عن الصفر)، نقول أن سيرورة الانحدار الذاتي تكون على الأقل من المرتبة الأولى.

ونمثل تلك القيمة (لـــ $\hat{\phi}_1$) بواسطة a_1، ثم نعتبر الفرضية p=2، أي AR(2) وللقيام بذلك نحل معادلات (Y-W) من أجل p=2 . وهذا يعطي مجموعة جديدة من المقدرات $\hat{\phi}_2, \hat{\phi}_1$، حيث إذا كانت $\hat{\phi}_2$ لها معنوية إحصائية جيدة يمكـــن الاستنتاج أن السيرورة على الأقل من المرتبة الثانية، بينما إذا كانت $\hat{\phi}_2$ قريبة من الصفر، نقول أن p=1 ، لنمثل قيمة $\hat{\phi}_2$ بواسطة a_2، ونعيد هذه الطريقة بالنسبة للقيم المثالية لــ p، ثم نسمي هذه السلسلة $(a_1,a_2,...)$ بدالة الارتبـــاط الـــذاتي الجزئية، وعلى العموم إذا كانت المرتبة الحقيقية للسيرورة هي p فإننا نلاحظ أن[1]: $a_j = 0 \quad : j > p$ ، وبعبارة أخرى فإن دالة الارتباط الجزئية لنموذج AR(p) تنعدم بعد الفجوة زمنية تساوي p.

3- نماذج السيرورات المختلطة Mixed process models ARMA(p.q) :

3-1 الصيغة الرياضية لنماذج ARMA(p.q) :

هناك سيرورات عشوائية لا يمكن نمذجتها على أنها مجرد متوسط متحرك أو انحدار ذاتي فقط، وذلك لاحتوائها على خصائص النوعين من السيرورات معا. بحيث تشمل هذه النماذج على القســـم الانحـــداري ذو الدرجـــة p وقســـم المتوسطات المتحركة ذو الدرجة q، كما يظهر في الكتابة التالية[2]:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - .... - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

كما أن الشرط الضروري لاستقرار السيرورة ARMA(p.q) هو $\sum_{i=1}^{p} \phi_i \langle 1$ ، بحيث يكون وسطها ثابتا عبر الـــزمن، ويُعطي النتيجة التالية : $\mu = \delta \Big/ \left(1 - \sum_{i=1}^{p} \phi_i\right)$.

ومن خصائص دالة الارتباط الذاتي للسيرورة ARMA(p.q) أنها تأخذ الشكل الانحداري بعد الفجوة الزمنيـــة q أي تتناقص بشكل أسي انطلاقا من k>q[3].

أما دالة الارتباط الجزئي فإنها تأخذ شكل دالة الارتباط الذاتي الجزئي لنموذج المتوسطات المتحركة بعد الفجـــوات الزمنية p، أي تتناقص بشكل أسي انطلاقا من k>p[4].

ولنعتبر أبسط حالة وهي ARMA(1.1) على الشكل : $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$

وبوضع $\delta = 0$ تكون التباينات والتباينات المشتركة لهذه الأخيرة : $\gamma_0 = Var(Y_t) = E[Y_t(\phi_1 Y_{t-1} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1})]$

ومن أجل $|\phi_1| < 1$ ينتج في الأخير : $\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 [1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1] / (1 - \phi_1^2)$

---

[1] C.Gourierous, A.Manfort, **Cours de séries temporelles** (paris : Economica, 1983), p149.
[2] مولود حشمان، **نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى** (الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 2002)، ص141.
[3] M.Tenenhaus, **Méthodes statistiques en gestion** (paris : Dunod, 1994), p295.
[4] G.Bresson, G.C Michaud, Op-cit, p38.

أما التباينات المشتركة فهي :

$$\gamma_1 = E(Y_t Y_{t-1}) = \phi_1\gamma_0 - \theta_1\sigma_\varepsilon^2$$
$$\gamma_2 = E(Y_t Y_{t-2}) = \phi_1\gamma_1$$
$$\gamma_k = E(Y_t Y_{t-k}) = \phi_1\gamma_{k-1} \quad : k \geq 2$$

ومنه دالة الارتباط الذاتي للسيرورة ARMA(1.1) هي:

$$P_k = \begin{cases} (1-\phi_1\theta_1)(\phi_1-\theta_1)/[1+\theta_1^2-2\phi_1\theta_1] & : k=1 \\ \phi_1 P_{k-1} & : k \geq 2 \end{cases}$$

حيث من أجل السيرورة ARMA(p.q) يمكن أن نُبين بأن :

$$\gamma_k = E(Y_t Y_{t-k}) = \phi_1\gamma_{k-1} + \phi_2\gamma_{k-2} + ...+ \phi_p\gamma_{k-p} \qquad : k \geq q+1$$
$$P_k = \phi_1\gamma_{k-1} + \phi_2\gamma_{k-2} + ...+ \phi_p\gamma_{k-p} \qquad : k \geq q+1$$

ونلاحظ أن q هو ذاكرة الجزء MA(q)، وبالتالي من أجل $k \geq q+1$ تأخذ دالة الارتباط الذاتي للسيرورة ARMA(p.q) خصائص السيرورة AR(p) فقط.

ويوجد نوعين من الطرق لتقدير معالم النموذج ARMA(p,q) : الطرق الدقيقة وطريقة المربعات الصغرى المعممة[1].

2-3 الشرط الضروري و الكافي لإستقرار نماذج ARMA(p.q)[2]:

لدينا الصيغة الرياضية للسيرورة ARMA(p.q) :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ...+ \phi_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - .... - \theta_q\varepsilon_{t-q}$$

و بإدخال معامل التأخير L فإن الصيغة تصبح :

$$\Rightarrow \quad (1-\phi_1 L - \phi_2 L^2 - .... - \phi_p L^p)y_t = (1-\theta_1 L - \theta_2 L^2 - .... - \theta_q L^q)\varepsilon_t$$

$$\Phi(L)y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad \Leftrightarrow \quad ARMA(p,q)$$

حيث y_t هي انحراف Y_t عن وسطها، وإذا كانت Y_t مستقرة فإن $\Phi^{-1}(L)$ يجب أن تتقارب، ويتطلب ذلك أن تكون جذور المعادلة الُمميزة تقع خارج دائرة الواحد (outside unit circle) لتكون الحلول $L_1, L_2, ...L_p$ للمعادلة $\Phi(L)=0$ كلها أكبر من الواحد (بالقيمة المطلقة)، وإذا تحقق ذلك نكتب المعادلة $\Phi(L)y_t = \theta(L)\varepsilon_t$ على الشكل :

$$y_t = \Phi^{-1}(L)\ .\theta(L)\varepsilon_t$$

ونقول عن y_t بأنها قابلة للعكس إذا استطعنا كتابة المعادلة على الشكل : $\theta^{-1}(L).\Phi(L)y_t = \varepsilon_t$. ومنه إذا استطعنا قلب السيرورة ARMA(p.q) إلى السيرورة AR(p) فقط، وإذا كانت Y_t قابلة للقلب، فإن $\theta^{-1}(L)$ يجب أن تتقارب بشرط أن تقع جذور المعادلة المميزة $\theta\ (L)=0$ خارج دائرة الواحد.

- وكمثال نعتبر السيرورة MA(1)، والتي تكون معادلتها المميزة هي : $1-\theta_1 L = 0$، ومنه فإن شرط وجود المقلوب : $L = \frac{1}{|\theta_1|} > 0$ أو أن $|\theta_1| < 0$.

- أما من أجل MA(2) تكون المعادلة المميزة هي : $1-\theta_1 L - \theta_2 L^2 = 0$.

ومنه تكون جذورها على الشكل : $L = \frac{-\theta_1 \pm \sqrt{\theta_1^2 + 4\theta_2}}{2\theta_2}$.

إن القيمتين L_1 و L_2 يجب أن تقعا خارج دائرة الواحد، والتي تستلزم أن : $|\theta_2| < 1, -\theta_2 - \theta_1 < 1, \theta_2 + \theta_1 < 1$.

---

[1] C.Gourieroux et A.Monfort , **Séries temporelles et modèles dynamiques** (paris : Economica , 1995), p185.

[2] تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي** ، ج(2)، مرجع سابق، ص176.

4- نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المكامل ARIMA(p,d,q) :

إذا كانت السلسلة الزمنية الأصلية غير مستقرة فيقال عليها أنها متكاملة (Nonstationary=Integrated)، وإذا كان من المتعين الحصول على فروق السلسلة عدد (d) مرة حتى تصبح مستقرة، يقال عندئذ أن السلسلة الأصلية متكاملة من الدرجة d ‏(I(d))[1].

وبعبارة أخرى نقول أن Y_t هي سلسلة متجانسة و غير مستقرة (متكاملة) من الرتبة d إذا تحققت (وجدت) $W_t = \Delta^d Y_t$ سلسلة مستقرة جديدة. ومنه يمكن أن نُنَمذِج السلسلة الجديدة W_t كأنها سيرورة ARMA(p.q)، في هذه الحالة ينتج أن Y_t هي سيرورة ARIMA(p,d,q)[2]، ونسمي ذلك بنموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المُكامل، هذا الأخير بالإضافة إلى الرتب p,q فإنه يتصف برتبة ثالثة d.

ويكتب على الشكل : $\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \quad \Leftrightarrow \quad ARIMA(p,d,q)$

أو : $\Phi(L)\Delta^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t$

ويلاحظ أن وسط $W_t = (1-L)^d Y$ المستقر هو : $\mu_w = \delta \Big/ \left(1-\sum_{i=1}^{p}\phi_i\right)$ ، وبالتالي إذا كانت $\delta = 0$ فإن السلسلة المُكاملة W_t سوف يكون لها اتجاه عام محدّد البناء. وكمثال فإذا كان النموذج ARIMA(1,1,1) فهذا يعني أنه يتعين الحصول على الفروق الأولى للسلسلة الأصلية ثم نجري عليها بعد ذلك تقدير ARMA، ذلك لأن هذا الأخير لا يُجرى إلا على سلسلة مستقرة، وتكون صيغة النموذج عندئذ : $\Delta Y_t = \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$

وعُموما يمكن القول : $ARIMA(p,0,q) = ARMA(p,q)$ وتكون السلسلة الأصلية مستقرة، وأيضا $ARIMA(p,0,0) = AR(p)$ و $ARIMA(0,0,q) = MA(q)$.

5- النماذج الموسمية المختلطة : SARIMA

تتميز السلاسل الزمنية في الواقع بوجود المركبة الفصلية، الشيء الذي يؤدي إلى ارتفاع كل من p وq، وبالتالي تصعب عملية تقديرها، ولأجل ذلك وُضِع نموذج يسمى بالنموذج المختلط ذو المركبة الفصلية SARIMA(p,d,q). ويمكن التعبير عنه كما يلي :

$$\left(1-\phi_1 L^S - \phi_2 L^{2S} - ....-\phi_p L^{pS}\right)w_t = \left(1-\theta_1 L^S - \theta_2 L^{2S} - ....-\theta_q L^{qS}\right)\varepsilon_t$$

وبوضع :

$$\left.\begin{aligned} \Phi(L^S) &= \left(1-\phi_1 L^S - \phi_2 L^{2S} - ....-\phi_p L^{pS}\right) \\ \theta(L^S) &= \left(1-\theta_1 L^S - \theta_2 L^{2S} - ....-\theta_q L^{qS}\right) \end{aligned}\right\}$$

نستطيع كتابة SARIMA(p,d,q) على الشكل : $\Phi(L^s)w_t = \theta(L^s)\varepsilon_t$

حيث : $W_t = (1-L^s)^D (1-L)^d Y_t$، مع $(1-L)^d$ يُمثل الفروق المتتالية من الدرجة d، كما يمثل $(1-L^s)^D$ الفروق الموسمية من الدرجة D اللذان يستخدمان لتحقيق استقرارية Y_t.

---

[1] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص 640.

[2] ARIMA هي اختصار لـ : AutoRegressive Integrated Moving Average Process

المطلب الثالث : منهجية بوكس– جينكنز في بناء نماذج السلاسل الزمنية الخطية

يُعتبر كتاب الباحثين Box-Jenkins (1970) في تحليل السلاسل الزمنية من بين أهم كتب القياس الاقتصادي وأبرزها خلال فترة السبعينات، حيث يهتم بجمع بعض التقنيات المستعملة للمساعدة على تخصيص مراتب النموذج وتقدير معالمه، ثم اقتراح بعض الطرق للتأكد من صلاحية النموذج لأخذ شكله النهائي.

رأينا أن السلسلة الزمنية غير المستقرة والمتجانسة يمكن أن تُنَمذَّج على شكل ARIMA(p,d,q)، ويكون المشكل التطبيقي هو كيفية إختيار القيم الثلاثة (p,d,q)، ولتخصيص شكل هذا النوع من النماذج نختبر كلا من دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئية من أجل السلسلة الزمنية المعينة بالدراسة، فبمعرفة السلسلة الزمنية لـ Y_t (المطلوب نمذجتها) يكون المشكل هو تحديد درجة التجانس d، أو عدد الفترات التي نُفرِّق بها السلسلة من أجل الحصول على السلسلة المستقرة، ومنه لتحديد القيمة العددية المناسبة لـ d، نستعمل الفكرة القائلة بأن الارتباط الذاتي P_k بالنسبة للسلاسل الزمنية المستقرة، يجب أن يقترب تدريجيا من الصفر كلما كبر عدد التأخيرات k، ولمعرفة ذلك نعتبر نموذج السيرورة ARMA(p.q)، حيث أن دالة الارتباط للجزء MA(q) تصبح صفرا عند k>q، لأن هذا النمط له ذاكرة تساوي q فترة فقط، ومنه إذا كانت Y_t تتبع السيرورة MA(q)، فإن $P_k = 0$ من اجل k>q، ونعرف كذلك بأن دالة الارتباط الذاتي للجزء AR(p) من السيرورة ARMA(p.q) المستقرة هي ذات خاصية رطبة هندسيا، وأخيرا إن دالة الارتباط الذاتي للسيرورة الكاملة ARMA(p.q) لها متوسط متحرك مميز من أجل الفترات q-p الأولى، لكن بعد ذلك تكون منحدرة ذاتيا في التصرف وتأخذ خصائص AR (p).

إن طريقة تخصيص قيمة d هي مباشرة، حيث ننظر إلى دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية Y_t ونحدد ما إذا كانت مستقرة أو لا، فإذا حدث وإن كانت غير مستقرة نلجأ إلى استعمال تقنية الفروق على السلسلة لكي نحدد الاستقرار. ونعيد هذه الطريقة حتى نصل إلى القيمة d التي تجعل السلسلة مستقرة أي $W_t = (1-L)^d Y_t$ وهذا معناه أن دالة الارتباط الذاتي P_k تذهب إلى الصفر لما تصبح k كبيرة. وفي هذه الحالة نقول أن Y_t قابلة للمكاملة من الدرجة d ويكون بذلك الفرق $(d-1)^{eme}$ غير مستقر[1].

بعد تحديد قيمة d، يمكن استعمال السلسلة المستقرة $W_t = (1-L)^d Y_t$ لاختبار كل من دالة الارتباط الذاتي الجزئية لتحديد التخصيص الأنجع لـ p وq، وإذا كان كل من الجزء AR وMA لهما مراتب عليا، يمكن استعمال التجريب لكل من p و q، ثم نتأكد من ذلك التجريب بعد تقدير معالم النموذج ARMA(p.q) للسلسلة المُحوَّلة (المفرقة)، حيث مازال ليومنا هذا مشكل تخصيص النوع من النماذج يخضع لمهارة التجريب، وبالتالي فإن عملية تخصيص هذه الأخيرة تعتبر فنا عوضا عن علما.

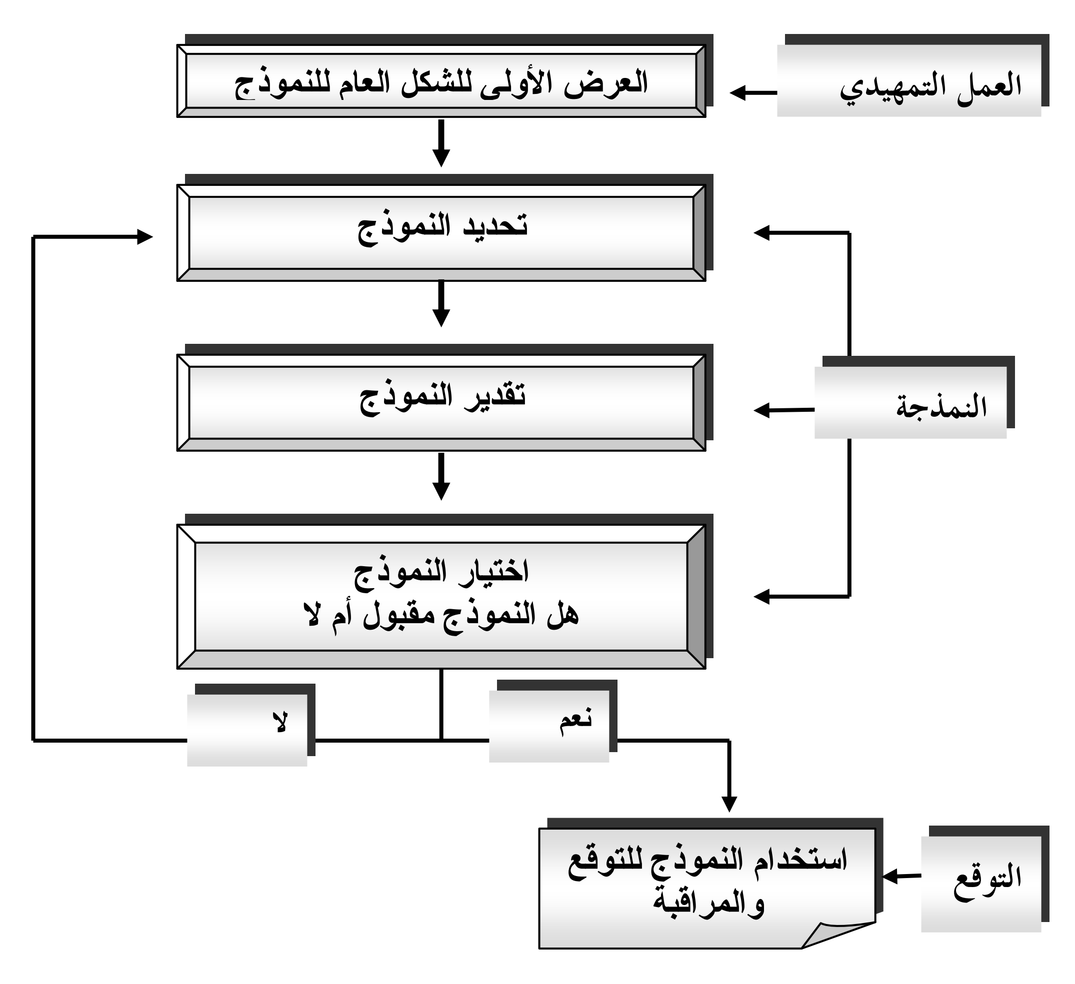
ويرى كل من بوكس وجينكز أن النماذج الديناميكية الخطية المقدرة والتحليلات النظرية المرافقة لها لا تعطينا شكل النموذج فقط، وإنما توفر أيضا المعالم المقدرة جيدا للنموذج الذي يختبر بواسطة تحليلات خاصة نابعة من البيانات.

---

[1] بوشة محمد، " نظرية التضخم في إطار التحليل النقدي : دراسة اقتصادية وقياسية "، مذكرة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير، 2000، ص90.

والمخطط التالي يبين الخطوات التسلسلية والأساسية حسب بوكس وجينكز لبناء نموذج خطي لسلسلة زمنية واحدة، بغرض التوقع والمراقبة في المدى القصير :

الشكل رقم (2-19) : منهجية بوكس- جينكتز في بناء نماذج السلاسل الزمنية الخطية



المصدر : Box Geb-Jenkins G,M,**Time series analysis , forecasting and control** , Holdenday , 1976, p19

من خلال هذا المخطط يتبن أنه هناك أربعة خطوات يتعين إتباعها حتى نستخدم منهجية بوكس-جينكز في التنبـــؤ، تتمثل فيما يلي :

1. مرحلة التعرف (التمييز) Identification
2. مرحلة التقدير Estimation
3. مرحلة الفحص (المراقبة والضبط) التشخيصي Diagnostic
4. مرحلة التنبؤ Prediction

1- مرحلة التعرف (التمييز):

إن أصعب مرحلة في بناء نماذج السلاسل الزمنية هي مرحلة التمييز، حيث ما يزال، ليومنا هذا دور كبير للتجربة الميدانية في تحديد المراتب (p,d,q) للنماذج ARIMA، حيث يمكن الحصول على عدة بدائل للنماذج الممكنة، كما يمكن للنموذج الأولي المختار أن يُرفض في المرحلة ما قبل الأخيرة من التحليل[1].

1-1 أدوات تمييز نماذج السلاسل الزمنية :

إذا أظهرت السلسلة Y_t اتجاها عاما قويا فإن التفريق مرة واحدة أو مرتين سوف يُنتج غالبا السلسلة المستقرة W_t، ولتحديد مرتبة الارتباط الذاتي p، ومرتبة المتوسط المتحرك q يوجد ثلاثة أدوات هي :

أ- دالة الارتباط الذاتي **Autocorrelation function ACF**

ب- دالة الارتباط الذاتي الجزئية **Partial Autocorrelation function PACF**

ت- شكل الارتباط بين معامل كل دالة سابقة وطول الفجوة **Correlogram**

وتكون دالة الارتباط الذاتي العينية على الشكل :

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{n}\left(Y_t-\bar{Y}\right)\left(Y_{t-k}-\bar{Y}\right)}{\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t-\bar{Y}\right)^2} \quad : k = 0.1.2$$

مقترحة مقدرا واضحا لدالة الارتباط الذاتي P_k.

وتكون التباينات المشتركة الذاتية لأية سيرورة تتصرف على الشكل : $\gamma_k = \sum_{j=1}^{p}\phi_j\gamma_{k-j} \quad : k\rangle 0$

وبتقسيم هده العبارة على التباين γ_0 تكون الارتباطات الذاتية على النحو : $P_k = \sum_{j=1}^{p}\phi_j P_{k-j} : k\rangle 0$.

أما الارتباط الذاتي الجزئي فهو مشابه لمعامل الانحدار الجزئي، وهو يمثل الارتباط بين قيم متتالية لمتغير ما خلال فترتين مع ثبات الفترات الأخرى، فمعامل الارتباط الجزئي بين Y_tوY_{t-j} يشير إلى الارتباط بين قائمتي القيم Y_t، Y_{t-j} مع استبعاد أثر قيم Y الأخرى التي تقع بين الفترتين t، t-j.[2] ويكون الارتباط الذاتي الجزئي من المرتبة k لأية سيرورة عشوائية، عبارة عن ϕ_{sj}، ونحصل عليها بحل مجموعة المعادلات الخطية التالية : $P_k = \sum_{j=1}^{s}\phi_{sj}P_{k-j} \quad : k = 1,2,......,s$

ونحل المعادلات الــ S الأولى لهذا النظام من أجل ϕ_{sj}، وتكون النتيجة a_{ss} على أنها ارتباط ذاتي جزئي، بحيث أنه من أجل أية سيرورة للانحدار الذاتي ذو المرتبة p تكون $\phi_{pp} = \phi_p$، كما أنه من أجل أية سيرورة للارتباطات الذاتية الجزئية ذات المرتبة الأكبر من p تكون كلها أكبر أو مساوية للصفر، حيث من أجل أي عدد صحيح وموجب m يكون:

$$P_k = \sum_{j=1}^{p}\phi_j P_{k-j} \quad : k = 0,1,.....p,....,p+m$$

أي أن : $P_k = \sum_{j=1}^{p+m}\phi_j^* P_{k-j}$ ، حيث أن :

$$\phi_j^* = \begin{cases}\phi_j & : j = 1,2,....,p \\ 0 & : j = p+1,....,p+m\end{cases}$$

إن المقدر المعقول للارتباطات الذاتية الجزئية ينتج من تعويض الارتباطات الذاتية العينية r_k أو P_k، وحل تلك المعادلات. ومنه فإن الارتباط الذاتي الجزئي للعينة من المرتبة s هو $\hat{\phi}_{ss}$، ويعطى كحل لمجموعة المعادلات التالية :

$$r_k = \sum_{j=1}^{s}\phi_{sj}r_{k-j} \quad : k = 1,2,......,s$$

---

[1] تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي** ، ج(2)، مرجع سابق، ص183.

[2] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص 641.

2-1 مقاييس تحديد المراتب (p,d,q) للنماذج ARIMA :

إذا كان شكل الارتباط يقع داخل حدود فترة الثقة 95 % منذ البداية، وبالتالي فإن معامل الارتباط الذاتي (ACF) لا يختلف جوهريا عن الصفر فإن هذا يعني أن سلسلة البيانات التي لدينا مستقرة ومتكاملة من الدرجة 0، في هذه الحالة نجري تحليلاتنا على القيم الأصلية للمتغير Y_t، دون إجراء تحويلات عليها، أما إذا اتضح أن شكل الارتباط الذاتي يقع خارج حدود فترة الثقة95 % عبر فترة طويلة ومعاملات الارتباط الذاتي (ACF) تختلف عن الصفر لعدد كبير نسبيا من الفجوات الزمنية فإن السلسلة Y_t تكون غير مستقرة، في هذه الحالة يجب إجراء الفروق الأولى منها ثم نجري عليها نفس التحليل مرة أخرى حتى نصل إلى سلسلة ساكنة.

بعد الحصول على الاستقرار فإنه يمكن دراسة الارتباطات الذاتية والارتباطات الذاتية الجزئية للعينة لتساعدنا على تمييز نوعية التصرف الخاص بالانحدار الذاتي أو المتوسط المتحرك أو لكليهما معا، ولإختيار النموذج نقترح المعايير التالية:

1-2-1 معيار Anderson :

تقترح هذه الأداة بأن تكون الانحرافات المعيارية للارتباطات الذاتية الجزئية للعينة، $\hat{a}_{ss}$، تقاربيا مساوية للقيمة $n^{-1/2}$ من أجل $k > p$، حيث يرى Anderson (1942) أنه بوجود التوزيع الطبيعي للأخطاء في العينات الكبيرة، فإنه من أجل عينات ذات حجم n تكون مقارنة الكميات العينية مع المجال $\left(0 \pm 2n^{-1/2}\right)$ تعطي توجيها جيدا للمعنوية الإحصائية.

2-2-1 معيار Hamman-Rissanen[1]:

حسب Hamman-Rissanen (1982م) إذا كانت n ملاحظات متوفرة (مع n كبيرة بدرجة كافية) وتوصلنا إلى درجة معقولة من التفريق للسيرورة، فإن السلسلة المحولة (المفرقة) W_t ذات الوسط 0 والشكل :

$$\Phi(L)W_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad \Leftrightarrow \quad ARMA(p,q)$$

- نحاول أولا تفريقها بواسطة الانحدار الذاتي من المرتبة s (المطلوب تحديدها) ولتكن على الشكل :

$$W_t = \phi_{s1}W_{t-1} + \phi_{s2}W_{t-2} + ...+ \phi_{ss}W_{t-s} + \varepsilon_t$$

- وبوجود الارتباطات العينية r ، فإن المعالم ϕ_{sj} يمكن تقديرها، بالتراجع وفقا لطريقة Durbin(1960) ، والتي تعطي :

$$\hat{\phi}_{11} = r_1 \quad , \hat{\phi}_{ss} = \frac{r_s - \sum_{j=1}^{s-1}\phi_{s-1,j}\, r_{s-j}}{1 - \sum_{j=1}^{s-1}\phi_{s-1,j}\, r_j}$$

$$\hat{\phi}_{sj} = \hat{\phi}_{s-1,j} - \hat{\phi}_{s-1,s-j} \qquad : j = 1,2,.....,s-1$$

حيث $\hat{\phi}_{ss}$ هي الارتباطات الذاتية الجزئية العينية.

3-2-1 اختبار مدلولية معاملات الارتباط الذاتي :

نقوم باختبار الفرضية التالية :

$$\begin{cases} H_0 : & r_s = 0 \\ H_1 : & r_s \neq 0 \end{cases}$$

---

[1] تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي** ، ج(2)، مرجع سابق، ص186.

وهذا باستعمال الإحصائية : $t_{r_k}=\frac{r_s}{\hat{\sigma}_{r_s}}$ ، حيث يمثل $\hat{\sigma}_{r_s}$ الانحراف المعياري لتوزيع عينة القيم r_s والذي يساوي :

$$\hat{\sigma}_{r_s}=\frac{1}{\sqrt{n}}\left(1+2\sum_{j=1}^{s-1}r_j^{\ 2}\right)^{1/2} \quad ,s=1,2,...,m$$

حيث يمثل (m) العدد الأقصى الضروري للتأخير مع $(m\leq\frac{1}{4}$ المشاهدات).

ويمكن استعمال نفس الاختبار على دالة الارتباط الجزئية المقدرة، حيث : $t_{\hat{\phi}_{ss}}=\frac{\hat{\phi}_{ss}}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{ss}}}$.

حيث $\hat{\phi}_{ss}$ تمثل معاملات الارتباط الجزئية المقدرة ، $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{ss}}$ الانحراف المعياري لتوزيع عينة القيم $\hat{\phi}_{ss}$.

4-2-1 معيار Akaike (تحديد المرتبة المقربة للانحدار الذاتي) :

يكون تحديد القيمة المناسبة لــ S (المرتبة المقربة للانحدار الذاتي) عن طريق استعمال معيــار المعلومــات للباحــث **Akaike (1969)** أي نختار قيمة S التي تحقق أصغر للعبارة التالية : $AIC=n.Log\hat{\sigma}_s^2+2s$

حيث أن AIC هي معيار المعلومات لــ Akaike، وS هو عدد المعالم، أما إذا استعملنا عدة عينات مختلفة الحجــم بالنسبة لنفس السلسلة Y_t أو W_t، فإننا نستعمل معيار المعلومات المرجح والذي يعطي أصغر قيمة للمقدار :

$$NAIC=.Log\hat{\sigma}_s^2+2s/n$$

حيث أن $\hat{\sigma}_s^2$ هو مقدار تباينات الأخطاء من الانحدارات الذاتية المقدرة والتي يمكن إيجادها بالتراجع من :

$$\hat{\sigma}_1^2=\left(1-r_1^2\right)\sum_{t=1}^{n}\frac{W_t^2}{n} \qquad ,\hat{\sigma}_s^2=\left(1-\hat{\phi}_{ss}^2\right)\hat{\sigma}_{s-1}^2$$

إن الهدف من تقدير الانحدار الذاتي المقرب هو الحصول على مقدرات للتجديدات ε_t (Innovations)، حيــث إذا كانت القيمة المختارة لــ S هي S^*، يمكن أن نستعمل لذلك البواقي على الشكل :

$$\hat{\varepsilon}_t=W_t-\hat{\phi}_{s^*1}W_{t-1}-\hat{\phi}_{s^*2}W_{t-2}-.............+\hat{\phi}_{s^*s^*}W_{t-s^*}+\varepsilon_t$$

- ويمكن استعمال هذه البواقي مكان التجديدات المؤخرة ε_{t-1} في التشكيلة ARMA(p,q)، ومنه يمكن أن نكتب :

$$W_t=\phi_1W_{t-1}+\phi_2W_{t-2}+...........+\phi_pW_{t-p}+\varepsilon_t+\theta_1\hat{\varepsilon}_{t-1}+\theta_2\hat{\varepsilon}_{t-2}+..........+\theta_q\hat{\varepsilon}_{t-q}$$

إن مزايا هذه المعادلة هو أنه يمكن تقدير المعالم ϕ_j,θ_i $(j=1....p\ ,i=1....q)$ نسبيا بواسطة المربعات الصغرى العادية من أجل توفيقات القيم (p,q)، حيث أن الباحثين Hannan-Rissanen يقترحان اختيار القيم الخاصة بــ (p,q) الــتي تحقق أصغر قيمة للعبارة التالية[1]:

$$Log\sigma_{p,q}^2+\frac{(p+q)Logn}{n}$$

ولقد أثبت جدية هذه الطريقة عدة باحثين عبر تجــارب مُطبقــة علــى مختلــف العينــات المطــورة، ويقتــرح Hannan-Kavlier (1984) تحويلات مختلفة للطريقة الأصلية والتي تعطي مرتبة المقدرات المتسقة.

[1] Hannan.E.J , Rissannen, «Recursive Estimation of ARIMA» in **Biometrica** N°69, 1982, P81.

وقبل التطرق إلى موضوع التقدير، نود تلخيص مجمل الخطوات الضرورية أثناء العمل التطبيقي المتمثل في المراحـــل التالية[1] :

1. تكون دالة الارتباط الذاتي (AC) مؤشرا مهما لكشف عدم استقرارية سلسلة زمنية، وهذا عندما لا تنعدم هذه الدالة بعد معينة تعادل $\frac{n}{4}$ (ربع عدد المشاهدات) نظريا، بينما تطبيقيا يجب أن تقع معاملات هذه الدالة داخل مجال ثقة مناسب حتى تكون السلسلة مستقرة (وإلا فلا)، وهنا نكون بصدد دراسة النماذج المركبة، كما أنها تعتبر كاشف مهم للفصلية من خلال القمم والنتوءات التي تظهر في شكل منتظم على هذه الدالة.
2. بالنسبة لنماذج المتوسطات المتحركة من الدرجة q تبتر دالة الارتباط الذاتي مباشرة بعد الدرجة q،بينما دالـــة الارتباط الجزئية تبقى متدهورة أي متناقصة بعد هذه الفترة ولكنها لا تنعدم لحظيا.
3. بالنسبة لنماذج الانحدار الذاتي من الدرجة p، فإن دالة الارتباط الذاتي الجزئية تبتر مباشرة بعد الدرجة هـــذه، بينما تبقى دالة الارتباط الذاتي متناقصة ولكنها لا تنعدم بنفس السرعة.
4. أما النماذج المختلطة فإن الدالتين تبقيان مستمرتان في التدهور ولكنهما لا تنعدمان عند الدرجتين المذكورتين سابقا .

والجدول التالي يلخص الحالات الثلاثة الأخيرة :

الجدول رقم (2-2) :طبيعة النموذج وفق منحنى الارتباط الذاتي

نوع النموذج	ACF	PACF
MA(q)	تنعدم بعد الفترة q	غير منعدمة DIES OUT
AR(p)	غير منعدمة DIES OUT	تنعدم بعد الفترة p
ARMA(p,q)	غير منعدمة DIES OUT	غير منعدمة DIES OUT

المصدر: مولود حشمان، مرجع سابق، ص 145.

2- مرحلة تقدير معالم النموذج :

بعد الانتهاء من مرحلة التعرف على النموذج السلسلة الزمنية، وذلك بتحديد الرتب (p,d,q)، يمكننا الانتقـــال إلى المرحلة التقنية الموالية والمتمثلة في مرحلة التقدير لمعالم النموذج.

2-1 تقدير معالم نموذج إنحدار ذاتي AR :

في هذا النوع من النماذج، وبعد تحديد الدرجة p، يصبح من الميسور تقـــدير معالمـــه $(\phi_p,.......,\phi_2,\phi_1)$، وذلـــك باستعمال إحدى الطرق التالية[2] :

[1] مولود حشمان، مرجع سابق، ص145.
[2] نفس المرجع، ص151.

2-1-1 طريقة معادلات يول– ولكر :

تلجأ هذه الطريقة على معادلات يول–ولكر التي تحدثنا عليها سابقا من خلال معاملات الارتباط الذاتي لتقدير معالم النموذج، حيث أنها (المقدرات) وفي حالة نماذج AR(p) تكون فعالة.

ففي حالة AR(2) مثلا تكون لدينا معادلتين ليول وولكر وكما يلي :

$$P_1 = \phi_1 + \phi_2 P_1 \quad ....(2-7)$$

$$P_2 = \phi_1 P_1 + \phi_2 \quad ....(2-8)$$

فمن المعادلة (2-7) نحسب :

$$\phi_1 = P_1(1+\phi_2) \quad ....(2-9)$$

وبالتعويض في المعادلة (2-8) يكون لدينا :

$$P_2 = P_1^2(1+\phi_2)+\phi_2$$

$$\phi_2 = \frac{P_2 - P_1^2}{1-P_1^2} \quad ......(2-10)$$

وبالتعويض في (2-9) نستنتج :

$$\phi_1 = P_1\left[1-\frac{P_2-P_1^2}{1-P_1^2}\right]$$

وبتعويض معلمتي دالة الارتباط الذاتي بالمعلمتين الخاصة بالعينة نحصل على :

$$\hat{\phi}_1 = r_1\left[1-\frac{r_2-r_1^2}{1-r_1^2}\right] = r_1\left[\frac{1-r_2}{1-r_1^2}\right] \quad , \quad \hat{\phi}_2 = \frac{r_2-r_1^2}{1-r_1^2}$$

وفي حالة AR(3) يتم الحل عن طريق المصفوفات كما يلي:

$$\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ r_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & 1 & r_1 \\ r_2 & r_1 & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \hat{\phi}_1 \\ \hat{\phi}_2 \\ \hat{\phi}_3 \end{bmatrix}$$

أي و بشكل مختصر :

$$R = A \times \hat{\Phi}$$

ومنه:

$$\hat{\Phi} = A^{-1} \times R$$

2-1-2 الطريقة الانحدارية : لتوضيح هذه الطريقة نفترض نموذج AR(2)،وبسبب مشكل قيم الانطلاق، نبدأ عملية التقدير من الفترة ($t = p+1 = 3$):

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

وبالتعويض :

$$\left.\begin{aligned} Y_3 &= \delta + \phi_1 Y_2 + \phi_2 Y_1 + \varepsilon_t \\ Y_4 &= \delta + \phi_1 Y_3 + \phi_2 Y_2 + \varepsilon_t \\ &\vdots \\ Y_n &= \delta + \phi_1 Y_{n-1} + \phi_2 Y_{n-2} + \varepsilon_t \end{aligned}\right\}$$

وبكتابتها في شكل مصفوفات :

$$\begin{bmatrix} Y_3 \\ Y_4 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & Y_2 & Y_1 \\ 1 & Y_3 & Y_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & Y_{n-1} & Y_{n-2} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \delta \\ \phi_1 \\ \phi_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$\underset{[(n-p).1]}{Y} = \underset{[(n-p).1]}{X} \times \underset{[(p+1).1]}{\Phi} + \underset{[(n-p).1]}{E}$$

وفي هذه الحالة وتحت فرضيات معينة معروفة يمكن تقدير شعاع المقدرات بطريقة المربعات الصغرى العادية كما يلـــي:

$\hat{\Phi} = (X'X)^{-1}X'Y$ ، حيث : $\hat{\Phi}' = [\hat{\delta} \quad \hat{\phi}_1 \quad \hat{\phi}_2]$.

2-1-3 طريقة أعظم احتمال (المعقولية العظمى) Maximum Likelihood :

فالتقدير بهذه الطريقة يتوقف أساسا على تحقق التوزيع الطبيعي، وتعتمد مبدأ تصغير أو تدنية مجموع مربعات البواقي Min RSS، بمعنى أننا سنختار شعاع المعالم $(\phi_1, \phi_2, ..., \phi_p)$ الذي يضمن تصغير مجموع مربعات البواقي، أي :

$$Min\ S(\hat{\phi}) = \sum e_t^2$$

ويمكن الاستعانة بهذه الطريقة عند تقدير النماذج المختلطة حيث يتم اختيار مقدرات لشعاعي المعالم الخاصة بالقسمين الانحداري أو المتوسطات المتحركة $\Phi = (\phi_1, \phi_2, ...\phi_p)$ و $\theta = (\theta_1, \theta_2, ...\theta_p)$، ويتم في هذا تصغير مجموع مربعات البواقي كالعادة: $Min\ S(\hat{\phi}) = \sum e_t^2$ حيث: $e_t = \hat{\theta}^{-1}(L).\hat{\Phi}(L)Y_t$

نشير إلى أن الطريقة تحتاج إلى قيم ابتدائية خاصة المتغير Y_t، مثل Y_0 و Y_{-1} و ...Y_{-p} حيث دالة المعقولية العظمى في هذه الحالة تكون شرطية لهذا السبب، ويمكن أن نفهم هذه الظاهرة بسهولة عند تعويض t بـــ (1,2,...,p) في دالة المعقولية العظمى أو في علاقة البواقي أعلاه.

2-2 تقدير معالم المتوسطات المتحركة والمختلطة :

تعتبر هذه النماذج MA(q) وARMA(p,q) أعقد بكثير من حيث التقدير من النماذج الانحدارية، كونها غير خطية في المعالم من جهة، وعدم مشاهدة متغير الأخطاء من جهة أخرى.

فهدف التقدير هنا هو تحديد معالم القسم الانحداري وقسم المتوسطات المتحركة ARMA(p,q) معا، أو معالم قسم المتوسطات المتحركة لوحدها في نموذج MA(q) ففي حالة النموذج المختلط التالي :

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} - \phi_2 Y_{t-2} - .... - \phi_p Y_{t-p} = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + ... + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

أي حيث: $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ...... - \phi_p L^p$

: $\Phi(L)Y_t = \theta(L)\varepsilon_t$

$$\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + ... + \theta_q L^q$$

بافتراض إمكانية قلب المعامل $\theta(L)$ فإن : $\varepsilon_t = \theta^{-1}(L)\,\Phi(L)Y_t$

إذًا فإن أي طريقة تقدير، يجب أن تأخذ بعين الاعتبار فكرة تدنية مجموع مربعات البواقي، أي :

$$Min \sum \varepsilon_t^2 = s(\phi, \theta)$$

وبالتالي : $Min \sum e_t^2 = s(\hat{\phi}, \hat{\theta})$

حيث : $e_t = \hat{\theta}^{-1}(L)\hat{\Phi}(L)Y_t$

لقد رأينا إمكانية وسهولة تقدير معالم هذه العلاقة في حالة غياب الطرف MA(q)، بينما في حالة حضورها لوحدها أو مع مركبة النماذج الانحدارية AR(p)، فإن هذه العلاقة تصبح غير خطية المعالم، وبالتالي تتطلب طريقة تقدير تكرارية (Non Linear Iterative Routine)، ومن بين هذه الطرق :

2-2-1 طريقة البحث التشابكي Grid-Search:

لتوضيحها ندرج المثال المختلط البسيط التالي ARMA(1,1) : $Y_t - \phi_1 Y_{t-1} = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$

إذن : $(1-\phi_1 L)Y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$ ومنه : $Y_t = \frac{1}{(1-\phi_1 L)}(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})$

فإذا سمينا $\frac{1}{(1-\phi_1 L)}\varepsilon_t$ بـ v_t، يصبح : $v_t = \phi\, v_{t-1} + \varepsilon_t$

نلاحظ عند هذه العلاقة الأخيرة، أنه لو توفرت قيم الشعاع v_t، فإننا نستطيع تقدير المعلمة ϕ بطريقة المربعات الصغرى، ولكن بسبب عدم مشاهدتها نلجأ إلى العملية التالية حيث نستطيع كتابة : $Y_t = \frac{1}{(1-\phi L)}\varepsilon_t + \frac{\theta}{(1-\phi L)}\varepsilon_{t-1}$

$Y_t = v_t + \theta\ v_{t-1}$

ومن هذه المعادلة وبتعويض θ بقيمها، والتي تقع ضمن المجال $|\theta| < 1$ من أجل شرط إمكانية قلب النموذج، وبتوفير القيم البدائية لـ v_t أو جعلها مساوية للصفر، (في هذا المثال $v_0 = 0$) نحصل على : $v_t = Y_t + \theta\, v_{t-1}$، إذا تبدأ العملية بالتكرار الأول وذلك باختيار مثلا $\theta = -0.9$ ونسميها $\theta^{(1)}$ وكما يلي[1]:

$$t=1 \quad : v_1^{(1)} = Y_1$$
$$t=2 \quad : v_2^{(1)} = Y_2 - \theta^{(1)} v_1^{(1)}$$
$$t=3 \quad : v_3^{(1)} = Y_3 - \theta^{(1)} v_2^{(1)}$$
$$\vdots$$
$$t=n \quad : v_n^{(1)} = Y_n - \theta^{(1)} v_{n-1}^{(1)}$$

حيث: $V'^{(1)} = \left[v_1^{(1)}, v_2^{(1)}, \ldots\ldots, v_n^{(1)}\right]$ وبتعويض هذا الشعاع الناتج، نستطيع تقدير المعلمة ϕ باستعمال الطريقة الخطية للتقدير (OLS) : $\hat{\phi}^{(1)} = \frac{\sum_t v_t^{(1)} v_{t-1}^{(1)}}{\sum_t \left[v_{t-1}^{(1)}\right]^2}$

ثم عملية حساب مجموع مربعات البواقي المقابلة للمعلمتين $\left(\theta^{(1)}, \hat{\phi}^{(1)}\right)$ كالآتي : $\sum_t e_t^2 = \sum_t \left[v_t^{(1)} - \hat{\phi}^{(1)} v_{t-1}^{(1)}\right]^2$

ونسمي مجموع المربعات هذه بالرمز المتعارف عليه والموافق للتكرار الأول $RSS^{(1)}$.

ونعيد العملية للمرة الثانية (التكرار الثاني) حيث ووفق المراحل السابقة والتي نختصرها فيما يلي :

- ❖ حساب الشعاع $V^{(2)}$ باستعمال قيمة θ الموالية $\theta = -0.8$ مثلا (إذا كان مقدار الخطوة يعادل 0.1)
- ❖ تقدير المعلمة : $\hat{\phi}^{(2)} = \frac{\sum_t v_t^{(2)} v_{t-1}^{(21)}}{\sum_t \left[v_{t-1}^{(2)}\right]^2}$
- ❖ حساب مجموع مربعات البواقي : $RSS^{(2)} = \sum_t e_t^2 = \sum_t \left[v_t^{(2)} - \hat{\phi}^{(1)} v_{t-1}^{(2)}\right]^2$

ونعيد هذه العملية حتى نغطي كامل مجال التعويض لـ θ، وحتى نتحصل على المعالم التي تدني RSS.

نشير هنا إلى أن هذه الطريقة تصبح غير مرغوب فيها لما يتجاوز عدد المعالم قسم المتوسطات المتحركة الرتبتين (q>2)، لصعوبة عملية الحساب من جهة وكذا عدم إتساق المعالم في هذه الحالة.

[1] ما بين قوسين يمثل دليل التكرار.

2-2-2 طريقة غوس- نيوتن Gauss- Newton :

تعتمد هذه الطريقة كذلك على تدنيه مجموع مربعات البواقي :

$$Min\ S(\phi.\theta)=\sum_t e_t^2=\sum_t(\varepsilon_t/\phi,\theta,Y_t)\ ، \qquad \varepsilon_t=\theta^{-1}(L)\Phi(L)Y_t$$

وبما أن هذه المعادلة غير خطية المعالم، فإنه لا يمكن تقديرها بواسطة التطبيق المباشر للمربعات الصغرى العادية، لذلك للحصول على $\hat{\phi},\hat{\theta}$ يمكن استعمال طريقة التقدير غير الخطي لـ **Gauss-Newton**، مستعملين منشور تايلور (Taylor) لضبط المعادلة السابقة في شكل خطي، حول قيمة انطلاق معينة للموجهين ϕ و θ، نعيد هذه السيرورة حتى يحدث التقارب. فإذا أخذنا نموذج السيرورة ARMA(1,1) : $Y_t=\phi_1Y_{t-1}+\varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}$ مع ε_t مستقلة ومتماثلة التوزيع بالنسبة لكل t، ومن أجل $|\phi_1|<1$ نضرب طرفي المعادلة بالمقدار $\theta^{-1}(L)$ فنجد: $\theta^{-1}(L)Y_t=\theta^{-1}(L).\phi_1Y_{t-1}+\varepsilon_t$

إن المشكل الأساسي في هذه المعادلة هو كيفية شرح المتغير المحول $\theta^{-1}(L)Y_t$، فهذا المتغير هو عبارة عن مجموع الترجيحات للقيم الحالية والماضية للسلسلة Y المحتوية على قيم العينة السابقة والتي تكون غير ملاحظة، وإذا فرضنا أن كل قيم العينة السابقة للسلسلة Y مساوية للصفر، تصبح العملية بسيطة، فانطلاقا من هذه الفرضية، تكون السلسلة المحولة هي : $Y_t^*=\theta^{-1}(L)Y_t \quad :t=1,2,.....,n$

والتي هي على الشكل:

$$Y_1^*=Y_1$$
$$Y_2^*=Y_2+\theta_1Y_1$$
$$Y_3^*=Y_3+\theta_1Y_2+\theta_1^2Y_1$$
$$\vdots$$
$$Y_n^*=Y_n+\theta_1Y_{n-1}+\theta_1^2Y_{n-2}+........+\theta_1^{t-1}Y_1$$

وبالتراجع نستنتج أن السلسلة على الشكل : $Y_t^*=Y_t+\theta_1Y_{t-1}^* \quad :t=1,2....,n$ مع $Y_0^*=0$

ومنه يمكن إعادة كتابة المعادلة $\theta^{-1}(L)Y_t=\theta^{-1}(L).\phi_1Y_{t-1}+\varepsilon_t$ على الشكل : $Y_t^*=\phi_1Y_{t-1}^*+\varepsilon_t \quad :t=1,2....,n$ ، حيث أن هذه المعادلة الأخيرة خطية في ϕ_1، وإذا كانت θ_1 معطاة فإن قيم السلسلة المحولة Y_t^* تصبح معروفة ليكون التطبيق المباشر لقانون المربعات الصغرى العادية يعطي مقدرا متسقا لـ ϕ_1، عمليا، تكون θ_1 غير معروفة، ومنه نضطر لتطبيق التقدير غير الخطي، وأبسط طريقة للحصول على المقدرات غير الخطية $\hat{\theta}_1$ و $\hat{\phi}_1$ هي استعمال طريقة البحث بمجال، حيث أن تطبيق قانون المربعات الصغرى من أجل قيمة لـ θ_1 في مجال مختار ويحقق الشرط $|\phi_1|<1$ يعطي مقدرات متسقة، فمثلا نختار المجال $\theta\in]-1,+1[$ ونغير تدريجيا قيمة θ_1 في هذا المجال، مطبقين في كل مرة، قانون المربعات الصغرى من أجل الحصول على $\hat{\phi}_1$، ثم نختار قيمة θ_1 التي تحقق أصغر قيمة لمجموع البواقي للانحدار.

لكن تصبح هذه العملية مملة وتأخذ وقتا أكبر لما نواجه سيرورات لها مرتبة q>2، لذا يفضل اغلب الكتاب استعمال طرق التدنئة مثل طريقة Gauss- Newton للمربعات الصغرى غير الخطية.

حيث من خلال المعادلات السابقة نستطيع كتابة :

$$\varepsilon_t=\theta^{-1}(L)\Phi(L)Y_t=Y_t^*-\phi_1Y_{t-1}^* \qquad :t=1,2....,n \qquad ---(2-11)$$

حيث أن : $\Phi(L)Y_t=Y_t-\phi_1Y_{t-1}$

وما دام ε_t في (2-11) ليس خطيا في ϕ_1 و θ_1، فنستعمل توسيعات تايلور للسلسلة ε_t حول البواقي المقـــدرة $\hat{\varepsilon}_t$ (e_t)، لنجد :

$$\varepsilon_t = \hat{\varepsilon}_t + [\partial \varepsilon_t / \partial \phi_1](\phi_1 - \hat{\phi}_1) + [\partial \varepsilon_t / \partial \phi_1](\theta_1 - \hat{\theta}_1) + R_1 \qquad ---(2-12)$$

وبوضع $R_1=0$ نجد :

$$\hat{\varepsilon}_t = \frac{-\partial \varepsilon_t}{\partial \phi_1}\left(\phi_1 - \hat{\phi}_1\right) - \frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_1}\left(\theta_1 - \hat{\theta}_1\right) + \varepsilon_t$$

يمكن اعتبار هذه الصيغة على أنها انحدار خطي حيث أن $\hat{\varepsilon}_t$ متغير تابع والمشتقات الجزئية $\frac{-\partial \varepsilon_t}{\partial \phi_1}$ و $\frac{-\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_1}$ مقيمة عند $\hat{\phi}_1$ و $\hat{\theta}_1$ على الترتيب، هي المتغيرات المفسرة (المستقلة)، إن حساب هذا الانحدار سوف يقدر القيم المراجعة للحصول على مقدرات جديدة للمعلمتين ϕ_1 و θ_1.

ويحدث ذلك عن طريق تقسيم المشتقات في المعادلة (2-12) مستعملين المعادلة (2-11) في كل خطوة مراجعة والتي تعطي : $\frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \phi_1} = -Y^*_{t-1}$. أما بالنسبة لـــ $\frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_1}$ فنكتب : $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$

لنجد أن : $\varepsilon_t = Y_t - \phi_1 Y_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$ وما دام Y_t و Y_{t-1} ملاحظتين من أجل كل t، فإن: $\frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_1} = \varepsilon_{t-1} + \theta_1 \frac{\partial \varepsilon_{t-1}}{\partial \theta_1}$

ونستعمل هذه الصيغة بالتراجع مع اعتبار $\frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_1} = 0$ لما $t < 1$، ويمكن إعادة كتابتها على الشكل : $(1-\theta L)\frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_1} = \varepsilon_{t-1}$

ولنعرف المتغير المحول على الشكل : $\varepsilon^*_{t-1} = \frac{-\partial \varepsilon_t}{\partial \theta_1} = \frac{-\partial \varepsilon_{t-1}}{(1-\theta L)}$

ومن ثم تتطلب طريقة Gauss-Newton تحديد البواقي المقدرة ε^*_t في المتغيرات Y^*_{t-1} و $-\varepsilon^*_{t-1}$، لتقـــدير التراجعـــات للمقدرات $\hat{\phi}_1$ و $\hat{\theta}_1$ على الترتيب. إن المتغيرات المكونة أعلاه يجب مراجعتها عند كل مرحلة من سيرورة التكرار، لأنها تعتمد على المقدرات الحالية، ونواصل العملية حتى تقترب المقدرات المراجعة من الصفر.

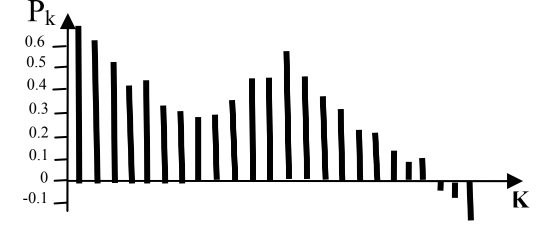
3- مرحلة الفحص التشخيصي Diagnostic Checking:

بعد الانتهاء من مرحلتي تحديد وتقدير النموذج، نود التطرق إلى المرحلة الثالثة من عملية النمذجة، وهي اختبار قوة النموذج الإحصائية ثم التنبؤية في مرحلة لاحقة، وهذه المرحلة تتطلب الخطوات التالية :

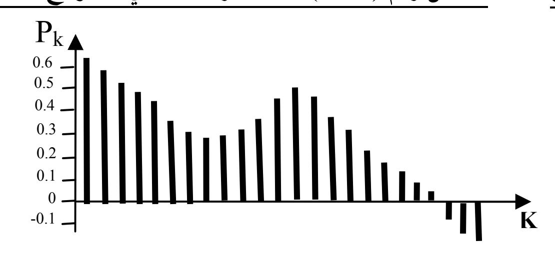
3-1 اختبار دالة الارتباط الذاتي للسلسلة:

وذلك بمقارنة دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك المتولدة عن النموذج (المقدر)، فـــإذا لـــوحظ وجـــود اختلاف جوهري بينهما، فإنه يكون دليلا قطعيا على فشل عملية التحديد، وهذا يستدعي إعادة بناء النموذج وتقديره من جديد.أما إذا تشابهت الدالتان كما هو في الحال عند مقارنة دالتي الشكلين أدناه ، فإننا ننتقل إلى دراســـة وتحليـــل بواقي النموذج، وهذه العملية تتطلب حساب ورسم دالة الارتباط الذاتي لهذه البواقي.

الشكل رقم (2-20): دالة الارتباط الذاتي للنموذج الأصلي



الشكل رقم (2-21): دالة الارتباط الذاتي للنموذج المقدر



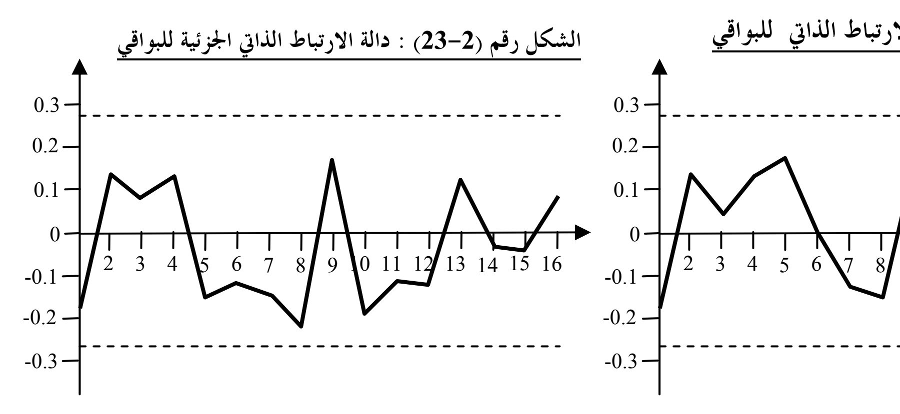
المصدر: مولود حشمان، مرجع سابق، ص 169.

2-3 تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي (اختبار Box Pierce):

يجب أن تقع -كما هو مبين في الشكلين (2-22) و(2-23)- معالم دالتي الارتباط الذاتي الكلية والجزئية لهذه البواقي داخل مجال المعنوية المعبر عنه بيانيا بخطين متوازيين أو رياضيا بـــ : $|r_k| < \frac{2}{\sqrt{n}}$

الشكل رقم (2-22) : دالة الارتباط الذاتي للبواقي

الشكل رقم (2-23) : دالة الارتباط الذاتي الجزئية للبواقي



المصدر: مولود حشمان، مرجع سابق، ص 170.

وتحت فرضية توزيع معاملات هذه الدالة طبيعيا وبوسط معدوم وتباين $\frac{1}{n}$ أي $r_k \sim N\left(0,\frac{1}{n}\right)$

فإن :
$$Q = n\sum_{i=1}^{k} r_i^2 \qquad \sim \qquad \chi^2_{k-p-q}$$

حيث : r_k معطى بالعلاقة : $r_k = \frac{\sum(e_t.e_{t-1})}{\sum e_t^2}$ ، أين e_t تساوي : $e_t = \hat{\Phi}(L).\hat{\theta}^{-1}(L)Y_t$

وبمقارنة الإحصائية : $Q = n\sum_{i=1}^{k} r_i^2$ مع X^2_{k-p-q} (المستخرجة من الملحق 1-2) نقبل مباشرة أو نرفض فرضية العـــدم التي تقول أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي للبواقي معدومة.

- فإذا كانت Q المحسوبة للأخطاء أقل من تلك المجدولة فإننا نقبل مباشرة الفرضية H_0.
- أما كانت Q المحسوبة للأخطاء أكبر من تلك المجدولة فإننا نرفض الفرضية H_0.

نشير هنا أنه يمكن استعمال Q^* بدلا من Q حيث أن هذا الأخير يعاني من نفس عيب R^2 المذكور سابقا (لا يتأثر بزيادة المتغيرات المُفَسِّرة) ولذا :

$$Q^* = n(n+2)\sum_{i=1}^{k}(n-i)r_i^2 \qquad \sim \qquad \chi^2_{k-p-q}$$

ويُعرف هذا الأخير باختبار Ljung-Box-Pierce Statistic أو Modified Box-Pierce ويُحسب مـــن طـــرف معظم البرامج الإحصائية مثل TSP و SPSS ...إلخ.

عند اختبار الإحصائية Q أو Q^* يمكن رفع مستوى المعنوية من $\alpha = 5\%$ إلى 10%، وهذا الإجراء وارد نظرا لضعف المعنوية في الميدان التطبيقي.

3-3 اختبار معنوية المعالم المقدرة والمعنوية الكلية للنموذج :

نظر للتوزيع الطبيعي التقاربي لمعالم النماذج العشوائية بوسط معدوم وتباين معين، فإن كل من الاحصاءة t وFisher تصبح غير مبررة الاستعمال، وكبديل لهذه، نستعمل كل من N(0,1) و χ^2 واللتان تأخذان الشكلين التاليين :

$$\left|\frac{\hat{\beta}_j-\beta_j}{se(\hat{\beta}_j)}\right| \sim N(0,1)$$

وهذا المعيار خاص بعملية اختبار المعلمة $\hat{\beta}_j$، حيث β_j قيمة المعلمة تحت فرضية العدم : $H_0: \quad \hat{\beta}_j=0$

بينما $se(\hat{\beta}_j)$ هو عبارة عن الانحراف المعياري للمعلمة المقدرة $\hat{\beta}_j$. $H_a: \quad \hat{\beta}_j\neq 0$

كما أن اختبار مجموعة من المعالم آنيا لا يتم بدلالة Fisher، وإنما بواسطة الاحصاءة χ^2،والمعطاة وفق العلاقة التالية :

$$\frac{(RRSS-URSS)}{URSS/n} \sim \chi^2_m$$

حيث m هي عدد المعالم المراد اختبارها.

أما RRSS وURSS هي عبارة عن مجموع مربعات البواقي تحت الفرضية H_0 وH_a على الترتيب.

3-4 معايير التفضيل بين النماذج المرشحة :

قد يحدث أحيانا في بعض الحالات وأن تتجاوز عدة نماذج الاختبارات السابقة، وللقيام بعملية المفاضلة بينها (النماذج غير المرفوضة بواسطة الأدوات الإحصائية السابقة الذكر) نستعمل المقاييس التالية :

3-4-1 معيار AKAIKE (1969م) :

يسمى هذا المعيار بـــ (AIC)، ويعد الأكثر استعمالا، ويعطى بالعلاقة التالية : $AIC=\hat{\sigma}^2.\exp\left\{2\left(\frac{p+q}{n}\right)\right\}$

حيث $\hat{\sigma}^2=s^2$ محسوبا بطريقة المعقولية العظمى أي بقسمة مربعات البواقي على عدد المشاهدات فقط كما أن المقدار $(p+q)$ هنا يشير إلى عدد معالم النموذج المقدر وليس مجموع درجتي النموذج،كما يمكن كتابة هذا المعيار في شكل لوغاريتمي كما يلي : $AIC=Ln(\hat{\sigma}^2)+\left\{2\left(\frac{p+q}{n}\right)\right\}$

وبسبب إعطائه وزن أكبر للنماذج المستعملة لأكبر عدد من المشاهدات عُدِّل بما يلي : $NAIC=\frac{AIC}{n}$

وهنا يكون الاختيار على أساس أصغر قيمة للمعيار، أي نفضل النموذج الذي يحقق أصغر AIC أوNAIC.

3-4-2 معيار Schwarz (1979م) :

رغبةً في تحقيق خصائص تفاربية، اقترح Schwarz التعديل التالي :

$$BIC=Ln(\hat{\sigma}^2)+\left(\frac{p+q}{n}\right).Ln\,(n)$$

يكون أساس اختيار النموذج إذن على أساس أصغر قيمة لهذا المعيار .

3-4-3 معيار Hannan-Quinn(1979م) :

يسمى هذا المعيار بـــ φ ويعطى بالعلاقة : $\varphi(p,q)=Ln(\hat{\sigma}^2)+(p+q)C^{\frac{Ln\,Ln(n)}{n}}$ مع C >2

حيث : $\hat{\sigma}^2=s^2$ المحسوبة بطريقة المعقولية العظمى وتساوي $\frac{\sum e_t^2}{n}$. ويكون النموذج الأفضل حسب هذا المعيار الذي يعطي أقل قيمة ($Min\,\varphi(p,q)$).

3-4-4 مقاييس أخرى للمفاضلة بين النماذج:

في النموذج ARMA، خطأ التنبؤ بأفق يساوي واحد يعطي : $V[e_1(1)]=\sigma^2$، ومنه نستطيع أن نختار النمـــوذج ذو أصغر خطأ تنبؤ، كما توجد مقاييس أخرى للاختبار وهي[1]:

أ – تقدير التباين: $\hat{\sigma}^2 n$

ب– معامل التحديد: $R^2=1-\frac{\hat{\sigma}^2 n}{V}$ ، حيث V التباين المحسوب للسلسلة الأصلية ذات الفروق من الدرجة d.

ج– معامل التحديد المصحح : $\overline{R}^2=1-\frac{\hat{\sigma}^2 n/(n-p-q)}{V/(n-1)}$

هذا الاختبار يأخذ بعين الاعتبار درجة كثير الحدود للانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة.

د– إحصاءة فيشر : $F=\frac{(V-\hat{\sigma})/(p+q)}{\hat{\sigma}/(n-p-q)}$

لتدنئة المعيار –أ– يستلزم اختيار النماذج التي تعطي أكبر قيم للمعايير [ب–ج–د] .

ملاحظة (2-9) :

يمكن إضافة متغيرات الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك للنموذج في مرحلة التأكد من التشخيص، ومـــن ثم نـــدرس ونختبر معنوياتها الإحصائية، ويمكن أن نستعين في اتخاذ هذا القرار معيار AKAIKE، كما يمكن اختبار البواقي والنظر ما إذا كانت عشوائية أم لا. إن دوال الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي للبواقي يمكن أن تبين ما كان من السهل شـــرحها بواسطة السيرورة ARMA. فإذا كانت البواقي ممثلة جيدا بواسطة السيرورة AR(p)، يمكن زيادة مرتبة p للســـيرورة الأصلية ARMA، وإذا كانت ممثلة جيدا بواسطة السيرورة MA(q)، يمكن زيادة مرتبة q، وبعـــد إعـــادة تخصـــيص النموذج، نعيد تقديره، ونطبق فكرة التأكد من التشخيص مرة أخرى حتى تصبح المعالم $\hat{\theta}_i,\hat{\phi}_j$ ذات معنوية، والبـــواقي ذات اضطراب أبيض.

3-5 طريقة Goldfrey (1979م) لتشخيص النماذج:

يقترح Goldfrey النموذج :

$$\Phi(L)W_t=\theta(L)\varepsilon_t \quad \Leftrightarrow \quad ARMA(p,q)$$
$$\Phi(L)=\left(1-\phi_1 L-\phi_2 L^2-............-\phi_p L^p-\phi_{p+1}L^{p+1}-\phi_{p+2}L^{p+2}-..............-\phi_{p+p^*}L^{p+p^*}\right)$$
$$\theta(L)=\left(1-\theta_1 L-\theta_2 L^2-............-\theta_q L^q-\theta_{q+1}L^{q+1}-\theta_{q+2}L^{q+2}-..............-\theta_{q+q^*}L^{q+q^*}\right)$$

(حيث W_t السلسلة المستقرة بعد إجراء الفروقات من الدرجة d على السلسلة Y_t).

وتكون المعالم θ_{q+i},ϕ_{p+j} في البداية مساوية للصفر، حيث $i=1,2,...q^*; j=1,2,....p^*$، ثم نقدر النموذج المقتـــرح بالطرق المتحدث عنها سابقا، ومن ثم فإن الانحرافات المعيارية لمقدرات المعالم المضافة سوف تبين ما إذا كانـــت هـــذه المعالم المضافة تختلف عن الصفر أو لا، كما يمكن استعمال اختبار LM المقترح من طرف Goldfrey.

---

[1] أنظر في: T.C.Mils,**Time séries techniques for économists**, CUP,1992

3-5-1 اختبار LM لـ Goldfrey :

يعتمد هذا الاختبار على مشتقات لوغاريتمية دالة المعقولية بالنسبة للمعالم المضافة، والمقيمة عند المعالم المقدرة في ظل الفرضية H_0 والقائلة بأن النموذج الأصلي هو الصحيح.

نبين في ظل H_0 صحيحة بأن هذه المشتقات لها توزيعات تقاربية طبيعية، ومن أجل ARMA(p,q) المعممة بواسطة التجديدات يمكن كتابة :

$$Log\ L\left(\phi,\theta,\sigma_\varepsilon^2\right)=\frac{-n}{2}Log 2\pi-\frac{n}{2}Log\sigma_\varepsilon^2-\sum_{t=1}^{n}\varepsilon_t^2\Big/2\sigma_\varepsilon^2$$

حيث أن: $\varepsilon_t=\theta^{-1}(L)\Phi(L)W_t=\left(1+\theta_1L+\theta_2L^2+\dots\dots\dots.+\theta_qL^q\right)^{-1}\left(1+\phi_1L+\phi_2L^2+\dots\dots\dots.+\phi_pL^p\right)W_t$

وتكون المشتقات الجزئية لهذه الدالة بالنسبة لمعالم الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك هي على الترتيب :

$$\frac{\partial LogL}{\partial\phi_j}=\sum_{t=1}^{n}\left(1+\theta_1L+\theta_2L^2+\dots\dots\dots+\theta_qL^q\right)^{-1}W_{t-j}.\varepsilon_t\Big/\sigma_\varepsilon^2$$

$$\frac{\partial LogL}{\partial\theta_i}=\sum_{t=1}^{n}\left(1+\theta_1L+\theta_2L^2+\dots\dots\dots+\theta_qL^q\right)^{-2}\left(1+\phi_1L+\phi_2L^2+\dots\dots\dots+\phi_pL^p\right)W_{t-j}.\varepsilon_t\Big/\sigma_\varepsilon^2$$

$$=\sum_{t=1}^{n}\left(1+\theta_1L+\theta_2L^2+\dots\dots\dots+\theta_qL^q\right)^{-1}\varepsilon_{t-j}.\varepsilon_t\Big/\sigma_\varepsilon^2$$

ويعتمد اختبار LM الإحصائي على هذه المشتقات حيث نعتبر النموذج الخاص بالسلسلة المفرقة W_t مع عينة ملاحظات n.

$$W_t-\phi_1W_{t-1}-\dots\dots\dots-\phi_pW_{t-p}=\varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}-\dots\dots\dots-\theta_1\varepsilon_{t-1}$$

$$\Phi(L)W_t=\theta(L)\varepsilon_t$$

وتمثل مقدرات المعقولية العظمى بواسطة $\hat{\phi}_j$ و $\hat{\theta}_i$ والبواقي بواسطة : $\hat{\varepsilon}_t=\hat{\theta}^{-1}(L).\hat{\Phi}(L)\widetilde{W}_t$

حيث أن $\widetilde{W}_t$ هي القيم الملاحظة فقط للسيرورة W_t، وتكون السلسلتين X_t وZ_t من الشكل :

$$\hat{\theta}(L)X_t=\widetilde{W}_t\Rightarrow X_t=\widetilde{W}_t-\hat{\theta}_1X_{t-1}-\dots..-\hat{\theta}_qX_{t-q}$$

$$\hat{\theta}(L)Z_t=\hat{\varepsilon}_t\Rightarrow Z_t=\hat{\varepsilon}_t-\hat{\theta}_1Z_{t-1}-\dots..-\hat{\theta}_qZ_{t-q}$$

ونبدأ الحسابات عمليا في المعادلتين السابقتين، بواسطة وضع X_t وZ_t مساوية للصفر من أجل $[t=(1-q),\dots..,-1,0]$، ولنعتبر الآن مشكلة اختبار نموذجنا بأنه مخصص بطريقة صحيحة ضد الفرضية البديلة والقائلة بأنه يجب إضافة m معالم في الجزء MA، وبالتالي يجب اختبار الفرضية :

$$H_0:\quad ARMA(p,q)$$

$$H_A:\quad ARMA(p,q+m)$$

ويقترح Goldfrey استعمال اختبار LM عن طريق تقدير نموذج الانحدار التالي بواسطة MCO :

$$\hat{\varepsilon}_t=\alpha_1X_{t-1}+\dots\dots\dots+\alpha_pX_{t-p}+\beta_1Z_{t-1}+\dots\dots\dots..+\beta_{q+m}Z_{t-q-m}+\mu_t$$

حيث أن α_i و β_j هي معالم، و μ_t هو حد الخطأ، وليكن يمثل البواقي من معادلة الانحدار المقدرة.

ثم تحت H_0 صحيحة نجري الاختبار : $\mathrm{Q}=n\left[1-\frac{\sum\hat{\mu}_t^2}{\sum\hat{\varepsilon}_t^2}\right]\ \sim\ \chi_m^2$

ومن أجل قيم كبيرة لهذه الاحصاءة Q نرفض H_0 ، وطوّر Goldfrey كذلك LM ضد الفرضية البديلة والقائلة بأن النموذج الصحيح هو ARMA(p+m,q)، حيث نتبع في هذه الحالة نفس الخطوات السابقة .

2-5-3 اختبار Granger-Newbold :

يرى كل من Granger وNewbold (1986م) أنه يمكن تطوير اختبار LM لـ Goldfrey إلى أي شكل من النوع $ARMA(p+k_1,q+k_2)$ ، حيث أن m هنا تساوي إلى أكبر قيمة لـ k_1 وk_2 أي : $m=Max(k_1,k_2)$.
وعلى العموم يجب النظر إلى النموذج الذي له أصغر عدد من المعالم المتناسقة مع الفرضية القائلة بأن حدود الأخطاء لها اضطراب أبيض. كما يمكن في هذا الإطار استعمال المقاييس السابقة الذكر AIC، NAIC..

4- مرحلة التنبؤ :

إن الهدف من التنبؤ هو استعمال النموذج الحالي والمقدر في فترة زمنية معطاة، من أجل تقدير القيم المستقبلية كسلسلة زمنية تبعا لأصغر خطأ ممكن، لذا نعتبر التنبؤ ذي أصغر وسط لمربع خطأ التنبؤ Minimum Mean Square Forecast Error (MMSEE) تنبؤا أمثلا، وما دام خطأ التنبؤ هو متغير عشوائي، نقوم بتصغير قيمته المتوقعة[1].

إن التنبؤ هذا يتم بعد تقدير معالم النموذج ARIMA(p,d,q)، والذي يكون قد تجاوز مختلف مراحل الاختبارات السابقة ومحددا بالدرجة p، d وq، حيث قيمة التنبؤ تصبح ثابتة (أي تكون مساوية لوسط السلسلة) بعد الفترة q في نماذج المتوسطات المتحركة، ويمكن تلخيص عملية التنبؤ في المراحل التالية :

أ- كتابة النموذج المقدر $\hat{Y}_t = f\left(\hat{\phi},\hat{\theta},Y,e\right)$

ب- تعويض t بـ T+l حيث l=1,2...,L

ت- تعويض كل القيم المستقبلية للمتغير الخاص بالظاهرة المدروسة بتنبؤاتها، بينما يتم تعويض الأخطاء المستقبلية بالأصفار والماضية (داخل العينة) بالبواقي.

4-1 حساب التنبؤ:

يمكن استعمال النموذج ARIMA المقدر لحساب التنبؤ $\hat{Y}_n^{(m)}$، حيث نحسب أولا، التنبؤ بفترة واحدة في المستقبل، ثم نستعمل هذا الأخير لحساب التنبؤ بفترتين في المستقبل، ونواصل بنفس الطريقة حتى نصل إلى التنبؤ بالفترة m في المستقبل.ولنكتب نموذج ARIMA(p,d,q) على الشكل:

$$\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \quad \Leftrightarrow \quad ARIMA(p,d,q)$$

$$\Phi(L)\Delta^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t$$

أو على النحو :

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + \phi_2 W_{t-2} + ...+ \phi_p W_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - ....- \theta_q\varepsilon_{t-q} + \delta$$

$$\Rightarrow \quad \left(1-\phi_1 L - \phi_2 L^2 - .... - \phi_p L^p\right)W_t = \delta + \left(1-\theta_1 L - \theta_2 L^2 - .... - \theta_q L^q\right)\varepsilon_t$$

$$\Phi(L)W_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \quad \Leftrightarrow \quad ARMA(p,q)$$

حيث :

$$\Phi(L) = 1-\phi_1 L - \phi_2 L^2 - ......- \phi_p L^p$$

$$\theta(L) = 1+\theta_1 L + \theta_2 L^2 + ...+ \theta_q L^q$$

$$W_t = (1-L)^d Y_t$$

[1] تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي** ، ج(2)، مرجع سابق، ص202.

ومنه لحساب $\hat{Y}_n^{(m)}$ نبدأ بحساب تنبؤ الفترة الواحدة لــ W_t وهي $\hat{W}_n^{(m)}$، حيث نستطيع كتابة النموذج في الفتــرة الزمنية (n+1): $W_{n+1} = \phi_1 W_n + \phi_2 W_{n-1} + ...+ \phi_p W_{n-p+1} + \varepsilon_{n+1} - \theta_1 \varepsilon_n - \theta_2 \varepsilon_{n-1} - .... - \theta_q \varepsilon_{n-q+1} + \delta$

ثم نأخذ القيمة المتوقعة الشرطية لــ W_{n+1} لهدف حساب التنبؤ في الفترة الأولى $\hat{W}_n^{(1)}$ كما يلي:

$$\hat{W}_n^{(1)} = E[W_{n+1}/W_n,.....,W_1] = \phi_1 W_n + \phi_2 W_{n-1} + ...+ \phi_p W_{n-p+1} - \theta_1 \hat{\varepsilon}_n - \theta_2 \hat{\varepsilon}_{n-1} - .... - \hat{\theta}_q \varepsilon_{n-q+1} + \delta$$

حيث أن $\left(\hat{\varepsilon}_n, \hat{\varepsilon}_{n-1},.........,\hat{\theta}_q \varepsilon_{n-q+1}\right)$ هي بواقي ملاحظة، كما أن $E[\varepsilon_{n+1}/W_n,...]$. لنستعمل الآن $\hat{W}_n^{(1)}$ من أجــل الحصول على فترة ثانية $\hat{W}_n^{(2)}$ كما يلي :

$$\hat{W}_n^{(2)} = E[W_{n+2}/W_n, W_{n-1}.....,W_1]$$
$$= \phi_1 \hat{W}_n^{(1)} + \phi_2 W_n + ...+ \phi_p W_{n-p+2} - \theta_1 \hat{\varepsilon}_n - .... - \hat{\theta}_q \varepsilon_{n-q+2} + \delta$$

ثم نستعمل $\hat{W}_n^{(2)}$ لنحصل على $\hat{W}_n^{(3)}$، وهكذا نواصل التعويض إلى أن نصل إلى:

$$\hat{W}_n^{(m)} = E[W_{n+m}/W_n, W_{n-1}.....,W_1]$$
$$= \phi_1 \hat{W}_n^{(m-1)} + ...+ \phi_m W_n + ...+ \phi_p W_{n-p+m} - \theta_1 \hat{\varepsilon}_n - .... - \hat{\theta}_q \varepsilon_{n-q+m} + \delta$$

ومنه يمكن القول بأنه إذا كانت m>p و m>q فإن التنبؤ يصبح : $\hat{\psi}_n^{(m)} = \phi_1 \hat{W}_n^{(m-1)} + ...+ \phi_p \hat{W}_n^{(m-p)}$

ثم نعود إلى السلسلة الأصلية Y_t بواسطة تطبيق القانون : $W_t = (1-L)^d Y_t \quad \Rightarrow Y_t = (1-L)^{-d} W_t$

ولنفرض مثلا، أن d=1، فإن التنبؤ لــ m فترة بالنسبة للسلسلة الأصلية Y_t يكون :

$$\hat{W}_n^{(m)} = Y_n + \hat{W}_n^{(1)} + \hat{W}_n^{(2)} + ...+ \hat{W}_n^{(m)}$$

ولما d=2 ينتج :

$$\hat{W}_n^{(m)} = Y_n + \left[\Delta Y_n + \hat{W}_n^{(1)}\right] + \left[\Delta Y_n + \hat{W}_n^{(1)} + \hat{W}_n^{(2)} + ...\right] + \left[\Delta Y_n + \hat{W}_n^{(1)} + \hat{W}_n^{(2)} + ...+ \hat{W}_n^{(m)}\right]$$
$$= Y_n + m\Delta Y_n + m\hat{W}_n^{(1)} + (m-1)\hat{W}_n^{(2)} + ...+ \hat{W}_n^{(m)}$$

4-1-1 حساب التنبؤ للنموذج MA(1) :

الذي يكتب في الشكل التالي : $Y_t = \mu + \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$

وبعد التقدير وتعويض الأخطاء الماضية بالبواقي يصبح النموذج : $\hat{Y}_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} e_{t-1}$

والتنبؤ لفترة واحدة هو: $\hat{Y}_{n+1} = \hat{\mu} + \hat{\theta} e_n$

ولفترتين بعد تعويض البواقي المستقبلية بالصفر : $\hat{Y}_{n+2} = \hat{\mu} + \hat{\theta} e_{n+1} = \hat{\mu}$

أي يكون التنبؤ ثابتا بعد الدرجة الأولى وهو مساويا لــ $\hat{\mu}$

4-1-2 حساب التنبؤ للنموذج MA(2) :

ليكن لدينا النموذج التالي : $Y_t = \mu + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$

وبالتشابه : $\hat{Y}_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 e_{t-1} + \hat{\theta}_2 e_{t-2}$

ويكون التنبؤ لفترة واحدة هو : $\hat{Y}_{n+1} = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 e_n + \hat{\theta}_2 e_{n-1}$

ولفترتين (بتعويض البواقي المستقبلية بالصفر) : $\hat{Y}_{n+2} = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 e_{n+1} + \hat{\theta}_2 e_n = \hat{\mu} + \hat{\theta}_2 e_n$

ولثلاث فترات : $\hat{Y}_{n+3} = \hat{\mu} + \hat{\theta}_1 e_{n+2} + \hat{\theta}_2 e_{n+1} = \hat{\mu}$

ومنه يكون التنبؤ ثابتا بعد الدرجة الثانية وهو مساويا لــ $\hat{\mu}$ كذلك، وعلى العموم إذا كان لدينا النموذج MA(q) فإنه $\hat{Y}_{T+h} = \hat{\mu} \quad : \forall h > q$

4-1-3 حساب التنبؤ للنموذج AR(1) :

يكتب هذا النموذج كما رأينا سابقا في الشكل التالي :

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \delta + \sum_{i=1}^{p} \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

لما $p = 1$: $Y_t = \delta + \phi\, Y_{t-1} + \varepsilon_t$

- والنموذج المقدر هو : $\hat{Y}_t = \hat{\delta} + \hat{\phi} Y_{t-1}$
- والتنبؤ لفترة واحدة معطى بـــ : $\hat{Y}_{n+1} = \hat{\delta} + \hat{\phi} Y_n$
- ولفترتين حيث يتم تعويض Y المستقبلية بالتنبؤ المناسب وكما يلي : $\hat{Y}_{n+2} = \hat{\delta} + \hat{\phi} Y_{n+1}$
- وعلى العموم يكون التنبؤ لـــ h فترة على النحو: $\hat{Y}_{n+h} = \hat{\delta} + \hat{\phi} Y_{n+h-1}$

ويكون التنبؤ بعد الفترة p ليس له علاقة سوى بتنبؤ الفترة السابقة، لذا ومن الأفضل الاســتعانة بهــذه النمــاذج لأغراض التنبؤ القصير الأجل فقط.

- وعلى العموم إذا كان لدينا النموذج AR(p) : $\hat{Y} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 Y_{t-1} + \hat{\theta}_2 Y_{t-2} + ... + \hat{\phi}_p Y_{t-p}$
- يكون التنبؤ لـــ h فترة من الشكل : $\hat{Y}_{n+h} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 Y_{n+h-1} + \hat{\theta}_2 Y_{n+h-2} + ... + \hat{\phi}_p Y_{n+h-p}$

4-1-4 حساب التنبؤ للنموذج ARIMA(1,1,1) :

تعتبر السلسلة الأصلية في هذا النوع من النماذج غير المستقرة، وتمّ إزالة هذه الظاهرة عن طريــق الفروقــات مــن الدرجة الأولى لمرة واحدة $(d = 1)$، وبالمنهجية التي ذكرناها سابقا نكون قد أبعدنا مركبة الاتجاه العام منها، ونســمي السلسلة الناتجة والتي قد تكون خالية من المركبة W_t إذا: $W_t = Y_t - Y_{t-1}$

- ويعتبر النموذج التالي، ذلك المقدر الذي تم تحديده عبر مختلف المراحل: $\hat{W}_t = \hat{\delta} + \hat{\phi} W_{t-1} + \hat{\theta} e_{t-1}$
- وبتعويض t بـــ n+1 أعلاه نحصل على : $\hat{W}_{n+1} = \hat{\delta} + \hat{\phi} W_n + \hat{\theta} e_n$

حيث e_t تمثل آخر مشاهدة من البواقي ذو البعد $(n \times 1)$، والتنبؤ لفترة إضافية يُعطى بـــ:

$$\hat{W}_{n+2} = \hat{\delta} + \hat{\phi} W_{n+1} + \hat{\theta} e_{n+1}$$

$$\hat{W}_{n+2} = \hat{\delta} + \hat{\phi} W_{n+1}$$

حيث $e_{n+1} = 0$، إلا أنه وفي العملية التنبؤية هذه لا نحتاج تنبؤ السلسلة الخالية من المركبة المتروعة بقدر ما نحتــاج على التنبؤ الكلي النهائي، لذا نعوض t بـــ n+1 ثم بـــ n+2 في معادلة الفروقات من الدرجة الأولى المذكورة أعـــلاه، وبهذا نكون قد رجعنا مركبة الاتجاه العام إلى السلسلة وكما يلي :

$$\hat{W}_{n+1} = \hat{Y}_{n+1} - Y_n \quad \Rightarrow \quad \hat{Y}_{n+1} = \hat{W}_{n+1} + Y_n$$

$$\Rightarrow \quad \hat{Y}_{n+2} = \hat{W}_{n+2} + \hat{Y}_{n+1}$$

$$\Rightarrow \quad \vdots$$

$$\Rightarrow \quad \hat{Y}_{n+h} = \hat{W}_{n+h} + \hat{Y}_{n+h-1}$$

2-4 معايير دقة التنبؤ[1]:

يعتبر قياس دقة التنبؤ من أهم المراحل في تقييم النموذج للأغراض المستقبلية، ومن المعايير المستخدمة في هذا المجال :

1-2-4 متوسط الخطأ : الذي يعبر على متوسط الفرق بين المشاهدة والتنبؤ لنفس الفترة الزمنية، ويُعطى رياضيا في الشكل التالي :

$$ME = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t - Y_t^p\right)$$

حيث Y_t تعبر على السلسلة المدروسة، بينما Y_t^p السلسلة الممهدة أو المتنبأ بها داخل العينة المدروسة. ويمكن أن يؤخذ هذا المقياس في شكل نسبي وكما يلي :

$$PME = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(\frac{Y_t - Y_t^p}{Y_t}\right)$$

إلا أنه يعاب على هذين المعيارين أنهما قد يعطيان نظرة مغلطة على مدى دقة التنبؤ كونهما يتجاهلان فكرة أن الأخطاء الكبيرة الموجبة تلغي السالبة، كما أن محاولة تلافي مشكلة الإشارة عن طريق القيم المطلقة لا يفي بالغرض المطلوب، كون الخط الذي يضمن أقل قيمة لهذا المعيار لا يمثل بالضرورة الاتجاه العام للبيانات بشكل جيد .

2-2-4 جذر متوسط مربعات البواقي RMSE : جاء هذا المعيار كبديل للسابق، وهو معطى بالصيغة التالية :

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t - Y_t^p\right)}$$

ويمكن التعبير عنه أيضا في شكل نسبي كما يلي :

$$PRMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(\frac{Y_t - Y_t^p}{Y_t}\right)}$$

يتميز هذين الأخيرين عن سابقيهما في أنهما لا يفرقان بين البواقي سواءًا كانت موجبة أو سالبة، وبالتالي تم إبعاد فكرة الأخطاء الموجبة التي تلغي السالبة.

3-2-4 مقياس الانحدار والارتباط: وهو يعتمد على إجراء انحدار بين المشاهدات الحالية والتنبؤ بمعنى :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t^p + \varepsilon_t$$

ويتم تقدير معلمتي هذا النموذج بطريقة المربعات الصغرى، ويكون التنبؤ فعالا إذا كانت $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_0$ لا تختلفان معنويا عن الصفر(0) والواحد (1) على الترتيب باستخدام إحصاءة مناسبة.

ويُنقد هذا المعيار أيضا على أساس أنه لا ينظر إلا إلى جودة العلاقة بين المشاهدة والتنبؤ و يُهمِّل حجم وسلوك الخطأ التنبوئي، وبالتالي فإنه سيعطي نظرة مُغَلِطَة حول دقة التنبؤ.

4-2-4 معيار ثايل Theil's U statistic: وهو معطى بالعلاقة التالية :

$$U = \frac{\sqrt{RMSE}}{\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t\right)^2} + \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t^p\right)^2}}$$

ويكون التنبؤ جيدا لما يكون U=0، وتكون العملية فاشلة لما U=1، وعمليا يتذبذب هذا المقياس بين هاتين القيمتين.

5-2-4 معيار اقتفاء الأثر : تتمثل هذه الطريقة في قياس دقة التنبؤ من خلال مدى قدرة التنبؤ في اقتفاء آثر السلسلة الأصلية والقدرة على تتبع نقاط انعطافها برشاقة كما ذكرنا سابقا، ولتوضيح هذه العملية نستعين دائما بالرسومات البيانية للسلسلتين الأصلية والتنبوئية.

---

[1] مولود حشمان، مرجع سابق، ص 182.

خلاصة الفصل الثاني :

تناولنا في هذا الفصل شكلين من أشكال النمذجة القياسية، ويتمثل الأول في نماذج الانحدار، الذي يعتمد في تفسيره للظاهرة على عدد من المتغيرات المستقلة التي تؤثر فيها، ولصياغة هذه النماذج يساعدنا – بالإضافة إلى النظريات الاقتصادية– اختبار جرانجر في تمييز المتغير التابع من المتغيرات المُفسِّرة، وهذا بكشف اتجاه السببية بينها.

أما الشكل الثاني فيتمثل في السلاسل الزمنية، الذي يعتمد في تفسيره للظاهرة في اللحظة t، على المتوسطات المرجحة للملاحظات الماضية وللأخطاء العشوائية. ويُشترط في هذا الشكل أن تكون السلسلة مستقرة (أوساطها، تبايناتها وتبايناتها المشتركة ثابتة عبر الزمن). ولكشف تحقق هذه الصفة من عدمه يوجد عدة اختبارات إحصائية مخصصة لذلك، منها : اختبار DF، ADF، فيلبس بيرون، KPSS. هذه الأخيرة، وعلاوة على الدور السابق فإنها تستطيع أن تبين لنا الطريقة التي تساعدنا في أن نجعل السلسلة تستقر، (بتحديد نوع الاتجاه DS أو TS).

ويمكن أن نميز بين عدة أنواع من النماذج الخطية للسلاسل الزمنية (AR, MA, ARMA, ARIMA, SARIMA)، هذه الأخيرة ورغم الدور الذي لعبته في تطوير مراحل تحليل السلاسل الزمنية إلا أنها وبحكم اعتمادها على فرضية تجانس تباينات الأخطاء فهي لا تستطيع أن تفسر الصفة الحركية والديناميكية للظاهرة المدروسة، لذلك أقترحت النماذج غير الخطية – التي سنتطرق إليها في الفصل الموالي– لتغطي هذه الصفة، وتُحسِّن من التنبؤات الناتجة عن النماذج الخطية.

مقدمة :

تطرقنا في الفصل السابق إلى مختلف النماذج الخطية للسلاسل الزمنية التي ساهمت بدور كبير في نمذجة الكثير من الظواهر الاقتصادية، واستطاعت أن تُعطي لعدة نظريات صورة رياضية تُساعد على التنبؤ بالقيم المستقبلية لها. إلا أن ما يؤخذ على هذه الصيغ الخطية أنها لا تستطيع أن تُتَرجم الصفة الحركية لهذه الظواهر، وهذا ما أدى إلى عرقلة تطور عدة جوانب النمذجة في السلاسل الزمنية، ففرضية الخطية التي تتصف بها هذه النماذج تستلزم أن تتميز المكونات الزمنية بوقت واحد، إضافة إلى ذلك أن ثبات السيرورة ARMA، لا يسمح بأخذ الميكانيزمات غير المتناظرة بعين الاعتبار، أما فيما يخص نموذج الانحدار الذاتي AR(p)، فهو يُفسِّر القيمة الحالية للسلسلة بدلالة القيم الماضية، ومن ثم لا يستغل استغلالا كاملا للمعلومات الموجودة في السلسلة.

بدأ تطور تحليل الظاهرة غير الخطية مرورا بالرياضيات والفيزياء وغيرها من العلوم التقنية، ثم انتقل بعد ذلك إلى الاقتصاد، وكان من بين أوائل الاقتصاديين الذين أحدثوا نقلة نوعية في تحليل السلاسل الزمنية KALDOR (1940) وGOODWIN (1955) باستعمال نماذج غير خطية تعتمد على الزمن، في تحليل المشاكل المالية والنقدية لكونها تتميز بطابع الديناميكية والحركية، ثم ظهر بعد ذلك الاقتراب النسبي الذي طوره WEINER (1958)، ثم ظهر اقتراب ثان أساسه متباعدات غير خطية لنماذج ARMA، ولتعيين وتقدير الظواهر غير المتناظرة وذوات الحدود طوَّر الاقتصاديون القياسيون مجموعة من النماذج (نماذج الارتباط الذاتي والمتوسطات المتحركة غير الخطية، نماذج الازدواجية ونماذج تغيير النظم ...)، مما أعطى نفسا جديدا لعالم نمذجة السلاسل الزمنية. وفي سنة 1982م اقترح Engle نماذج أخرى غير خطية، تقدم انحدار ذاتيا للتباين الشرطي باستعمال معلومات سابقة، سميت بنماذج ARCH.

وفي هذا الفصل سنلقي الضوء على أهم النماذج غير الخطية، مع أخذ نماذج ARCH بالتحليل الكافي، لنرى مدى نجاعتها في التنبؤ بالقيم المستقبلية، والصيغ الحديثة الناتجة منها. وهذا من خلال المباحث التالية :

- المبحث الأول : أهم أنواع النماذج غير الخطية.
- المبحث الثاني : نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاء ARCH.
- المبحث الثالث : النماذج المستحدثة عن الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء.

المبحث الأول: أهم أنواع النماذج غير الخطية

إن النموذج غير الخطي للسيرورة Y_t من شأنه أن يستعمل لتحسين التنبؤ الناتج عن النموذج الخطي الأصلي (المقارب)، فمثلا إذا فرضنا النموذج غير الخطي التالي : $Y_t = \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-2}$

حيث ε_t متغير مستقل ذو متوسط المعدوم : $E(\varepsilon_t) = 0$ ، وتباين ثابت: $Var(\varepsilon_t) = \sigma^2$.

أما التباين المشترك فهو معطى بالعلاقة :

$$E(Y_tY_{t-k}) = E(\varepsilon_t\varepsilon_{t-k} + \theta\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-2}\varepsilon_{t-k} + \theta\varepsilon_t\varepsilon_{t-k-1}\varepsilon_{t-k-2} + \theta^2\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-2}\varepsilon_{t-k-1}\varepsilon_{t-k-2})$$

- من أجل $k \neq 0$. كل حد للتباين المشترك لديه توقع معدوم، عكس ذلك فإن التنبؤ بالملاحظة المستقبلية Y_{t+1}، يقابل
- التوقع الشرطي : $\hat{Y}_{t+1} = E(Y_{t+1}/Y_t, Y_{t-1}, ...) = \theta\varepsilon_t\varepsilon_{t-1}$

ومنه فإن النموذج $Y_t = \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-2}$ يمكن أن يستعمل لتحسين التنبؤ للنموذج الخطي الذي أصله: $Y_t = \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}$

حسب ما نشر Gourieroux سنة 1992م، يمكن استخراج تعريفين عامين لنوعين من النماذج :

- نقول أن السيرورة العشوائية X_t هي سيرورة انحدار ذاتي من الرتبة k إذا وفقط إذا كان :

$$E\left(X_t/\underline{X_{t-1}}\right) = E\left(X_t/X_{t-1}, X_{t-2}, ..., X_{t-K}\right)$$

- ونقول أن السيرورة العشوائية X_t هي سيرورة انحدار ذاتي خطية من الرتبة k إذا وفقط إذا كان :

$$EL\left(X_t/\underline{X_{t-1}}\right) = EL\left(X_t/X_{t-1}, X_{t-2}, .., X_{t-K}\right)$$

$EL(.)$: يمثل الأمل الخطي (l’espérance linéaire).

الأمل الشرطي $E(X_t/\underline{X_{t-1}})$ هو أحسن تقريب لـمدلول الخطأ التربيعي المتوسط (l’erreur quadratique moyenne) لـ X_t بواسطة القيم الماضية $(X_{t-1}, X_{t-2}, ...)$، هذا التقريب عموما هو دالة غير خطية لهذه القيم.

الانحدار الخطي $EL(X_t/\underline{X_{t-1}})$ هو أحسن تقريب لـ X_t بواسطة دالة خطية شبيهة لـ $(X_{t-1}, X_{t-2}, ...)$، نلاحظ من خلال هذا التعريف أنه توجد لا محدودية (infinité) للسيرورات غير الخطية تجعلها قادرة على تمثيل خصائص السلاسل المالية.

ومن أجل إعادة إعطاء صياغة للنماذج غير الخطية إقترح كل من Campbell، Lo وMacKinlay سنة 1997م الكتابة التالية :

$$X_t = g\left(\varepsilon_{-1}, \varepsilon_{t-2}, ..\right) + \varepsilon_t\, h\left(\varepsilon_{-1}, \varepsilon_{t-2}, ..\right)$$

حيث تكون $g(.)$ دالة تتعلق بالمتوسط الشرطي (la moyenne conditionnelle) للسيرورة X_t، بينما تتعلق الدالة $h(.)$ بمعامل التناسب (coefficient de proportionnalité) بين X_t و ε_t . ومنه نستطيع تصنيف السيرورات غير الخطية إلى جزئين :

1. سيرورة غير خطية من خلال المتوسط، نتيجة لأن الدالة $g(.)$ غير خطية.
2. سيرورة غير خطية من خلال التباين، نتيجة لأن الدالة $h(.)$ غير خطية.

هذا التصنيف بدوره يسمح بإعادة تجميع معظم النماذج غير الخطية.

توجد فكرة أخرى للتفريق بين السيرورات غير الخطية، هذه الفكرة ترتكز على مقاربتين، الأولى مبنية على أساس امتدادات غير خطية (extensions non linéaires) للسيرورة ARMA، التي تسمح خصوصا بضبط الميكانيزمات الخاصة بعدم التناظر (asymétrie) والبدء (seuil)، ومن أجل تخصيص هاتين الظاهرتين الأخيرتين طوَّر القياسيون العديد من النماذج منها[1] :

1. نماذج مزدوجة الخطية (Modèles Bilinéaires (Granger et Anderson, 1978
2. نماذج الانحدار الذاتي الأسية (Modèles EXponentiels AutorégRessifs (modèles EXPAR
3. نماذج ذات العتبات (الحدود)، المطورة انطلاقا من أعمال tong التمهيدية (1978م)
   Modèles à seuils (TAR, SETAR, STAR, MA Asymétriques etc...)
4. نماذج MA غير الخطية Modèles MA non linéaires

أما المقاربة الثانية فترتكز على اقتراح تمثيل لانحدار ذاتي للتباين ضمن شروط المعلومة السابقة (représentation autorégressive de la variance conditionnellement à son information passée)، هذه الخاصية تسمح بأخذ بعين الاعتبار الظواهر التي تتميز بسرعة التقلبات (phénomènes de volatilité)، وفي هذا الإطار جاء المقال الشهير لـ Engle سنة 1982[2]، الذي شهد ميلاد نماذج ARCH.

وسنحاول تخصيص هذا المبحث لدراسة صيغ النماذج غير الخطية المتمخضة عن المقاربة الأولى، فيما نترك المباحث الأخرى لتحليل نماذج ARCH وإبراز خصائصها.

المطلب الأول: نماذج مزدوجة الخطية Bilinéaires (1978)[3]

إن من محطات التساؤل التي واجهت الاقتصاديين القياسيين في بداية السبعينات من القرن الماضي، هو كيفية إدراج العنصر غير الخطي لنماذج السلاسل الزمنية، وهذا لحل المشاكل والعراقيل التي واجهتها ARMA آنذاك، وهذا ما شجع كل من Granger، Anderson وPristley سنة 1978م، على صياغة نماذج جديدة تتميز بازدواجية خطية، مع وضع الإجراءات الخاصة بها، وتُعد هذه النماذج امتداد للنماذج المختلطة ARMA، لكنها أكثر تعقيدا حيث تدخل حدود إضافية متقاطعة لـ $Y_{t-1}\varepsilon_{t-1}$.

1- صيغة نماذج مزدوجة الخطية وأنواعها :

تعطى معادلة نموذج ازدواجي الخطية بالشكل :

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p}\phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^{q}\theta_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{P}\sum_{j=1}^{Q}\lambda_{ij} Y_{t-i}\varepsilon_{t-j}$$

حيث ε تمثل تشويش أبيض Bruit Blanc.

من خلال الصيغة نلاحظ أن هذا النموذج له أربعة رتب، لذلك يرمز له بالرمز BL(p,q;P,Q).

---

[1] Christophe HURLIN (12/Mai /2005), **Econométrie pour la Finance : Modèles ARCH / GARCH Univariés** , Master ESA. Econométrie et Statistique Appliquée, Université d'Orléans, Octobre 2004, p12, www.dauphine.fr/eurisco/CH_Cours/Cours_Finance.pdf.

[2] كان هذا المقال بعنوان :
"**AutoRegressive Conditionnal Heteroscedasticity with Estimates of the variance of UK inflation**", Econometrica (1982).

[3] Christion Goureroux , **Modèles ARCH et Application financière** (Paris : Economica, 1992), p37.

وتختلف أنواعه من خلال مستويات المؤشرات i و j ، حيث هناك ثلاث أشكال :

أ– إذا كان i > j : يسمى نموذج قطري علوي Super–Diagonal :

يأخذ الشكل: $:i > j$

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^{q} \theta_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{P} \sum_{j=1}^{Q} \lambda_{\mathrm{i}} Y_{t-i} \varepsilon_{t-j}$$

ب– إذا كان i = j : يسمى نموذج قطري Diagonal :

ويكون شكله :

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^{q} \theta_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{P} \lambda_{\mathrm{ij}} Y_{t-i} \varepsilon_{t-i}$$

ج– إذا كان i < j : يسمى نموذج قطري سفلي Sous–Diagonal :

ويأخذ الشكل: $:i < j$

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^{q} \theta_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{P} \sum_{j=1}^{Q} \lambda_{\mathrm{i}} Y_{t-i} \varepsilon_{t-j}$$

2– خصائص نماذج Bilinéaires:

من أجل إيضاح خصائص هذه النماذج غير الخطية نعرض مثالا عن النموذج Super–Diagonal B(0,0;2,1) :

$$Y_t = \varepsilon_t + \lambda_{21} Y_{t-2} \varepsilon_{t-1}$$

وبما أن λ_{21} وحيدة، نضع $\lambda = \lambda_{21}$. وتكون خصائص السيرورة Y في هذه الحالة :

◆ متوسط معدوم : $E(Y_t) = E(\varepsilon_t) + \lambda E(Y_{t-2}\varepsilon_{t-1}) = 0$

حيث: أن $E(\varepsilon_t) = 0$ (Bruit Blanc)، وأن الخطأ (ε_t) مستقل عن مشاهدات السلسلة قبل اللحظة t (Y_{t-h}).

◆ الارتباط الذاتي لتأخير k :

$$E(Y_t Y_{t-k}) = E[(\varepsilon_t + \lambda Y_{t-2}\varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-k} + \lambda Y_{t-k-2}\varepsilon_{t-k-1})]$$
$$= E\left[\varepsilon_t \varepsilon_{t-k} + \lambda^2 Y_{t-2} Y_{t-k-2} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-k-1} + \lambda Y_{t-k-2} \varepsilon_t \varepsilon_{t-k-1} + \lambda Y_{t-2} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-k}\right]$$

– في حالة $1 < k$ يصبح لدينا :

$$E(Y_t Y_{t-k}) = E\left[\varepsilon_t \varepsilon_{t-k} + \lambda^2 Y_{t-2} Y_{t-k-2} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-k-1} + \lambda Y_{t-k-2} \varepsilon_t \varepsilon_{t-k-1} + \lambda Y_{t-2} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-k}\right]$$
$$= E(\varepsilon_t)E(\varepsilon_{t-k}) + \lambda^2 E(\varepsilon_{t-1})E(Y_{t-2}Y_{t-k-2}\,\varepsilon_{t-k-1}) + \lambda E(\varepsilon_t)E(Y_{t-k-2}\varepsilon_{t-k-1})$$
$$+ \lambda E(\varepsilon_{t-1})E(Y_{t-2}\varepsilon_{t-k}) = 0$$

(لأن : $E(\varepsilon_t) = 0$ و $E(\varepsilon_{t-1}) = 0$).

– في حالة $k = 1$:

$$E(Y_t Y_{t-k}) = E(\varepsilon_t)E(\varepsilon_{t-1}) + \lambda^2 E(\varepsilon_{t-1})E(Y_{t-2}Y_{t-3}\,\varepsilon_{t-2}) + \lambda E(\varepsilon_t)E(Y_{t-3}\varepsilon_{t-2}) + \lambda E(Y_{t-2})E(\varepsilon_{t-1}^2) = 0$$

– في حالة $k = 0$، بالتعويض :

$$E(Y_t^2) = E\left[\varepsilon_t^2 + \lambda^2 Y_{t-2}^2 \varepsilon_{t-1}^2 + 2\lambda Y_{t-2}\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}\right]$$
$$E(Y_t^2) = E(\varepsilon_t^2) + \lambda^2 E(Y_{t-2}^2)E(\varepsilon_{t-1}^2) + 2\lambda E(Y_{t-2})E(\varepsilon_t)E(\varepsilon_{t-1})$$

وهي علاقة تراجعية للتباين الهامشي $V(Y_t)$.

– وما دام المقدار $2\lambda E(Y_{t-2})E(\varepsilon_t)E(\varepsilon_{t-1}) = 0$ فإن :

$$E(Y_t^2) = E(\varepsilon_t^2) + \lambda^2 E(Y_{t-2}^2)E(\varepsilon_{t-1}^2)$$
$$= \sigma^2 + \lambda^2 E(Y_{t-2}^2)\sigma^2$$

– ومن أجل الاستقرار يوجد حل وحيد : $E(Y_t^2) - \lambda^2 E(Y_{t-2}^2)\sigma^2 = \sigma^2 \quad \Rightarrow (1 - \lambda^2\sigma^2)V(Y_t) = \sigma^2$

– إذن التباين الهامشي (marginale) يساوي (مع $\lambda^2\sigma^2 > 1$) :

$$V(Y_t) = \frac{\sigma^2}{(1 - \lambda^2\sigma^2)}$$

يمكن أن نبين للنموذج حلا مستقرا وحيدا يعطى من العلاقة :

$$Y_t = \sum_{j=1}^{+\infty} \lambda^j \varepsilon_{t-2j} \prod_{h=1}^{j} \varepsilon_{t-2h+1} + \varepsilon_t$$

❖ التنبؤ بأفق واحد عن الفترة t يساوي : $\lambda Y_{t-1}\varepsilon_t$، وتكون بذلك نسبة التباين المُفَسَّر لهذا التنبؤ تساوي :

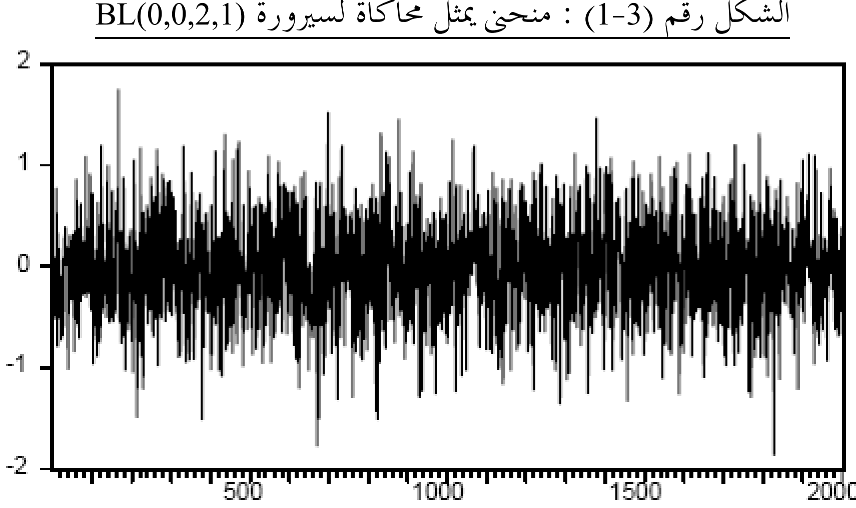
$$Var(\lambda Y_{t-1}\varepsilon_t) \Big/ Var(Y_t) = \lambda^2\sigma^2$$

❖ ومن جهة أخرى التباين الشرطي لـ Y_t بوجود Y_{t-2} يساوي :

$$E\left(Y_t^2 \big/ Y_{t-2}\right) = E\left[\varepsilon_t^2 + \lambda^2 Y_{t-2}^2\varepsilon_{t-1}^2 + 2\lambda Y_{t-2}\varepsilon_t\varepsilon_{t-1} \big/ Y_{t-2}\right] = \sigma^2 + \sigma^2\lambda^2 Y_{t-2}^2$$

وهـذا يـبين أن النمـوذج مشـروط بعـدم تجـانس تباينـات الأخطـاء. أي أن التبـاين الشـرطي (La variance conditionnelle) للسيرورة Y_t مرتبط بالقيم الماضية لهذه السيرورة، مما يعني وجود أثـر مـن نـوع ARCH. وفي هذه الحالة تستعمل نماذج غير خطية من أجل نمذجـة الديناميكيـة في سـرعة التقلبـات الشـرطية (la dynamique dans la volatilité conditionnelle). ويمكن أن نلاحظ هذه الأخيرة من خلال تمثيل منحنى لنموذج BL(0,0,2,1) بأخذ $\lambda = 0.2$.

الشكل رقم (3-1) : منحنى يمثل محاكاة لسيرورة BL(0,0,2,1)



المصدر : Christophe HURLIN, Op-cit, p14.

المطلب الثاني : نماذج الارتباط الذاتي غير الخطية

كان لـ Ozaki وHaggan (1978م) الفضل في صياغة هذه النماذج، التي تتميز خلافا عن سابقتها برسم بعض خصائص الاضطرابات العشوائية غير الخطية، وبمقتضى هذه النماذج يمكن إدراج صفة غير الخطية في التعبير عن القيمة الحالية للسلسلة Y_t عن طريق دالة (غير خطية) للقيم الماضية ($Y_{t-1}, Y_{t-2}, ...$). وتختلف أشكال هذه النماذج حسب صيغة الدالة المُعَرِّفة لها، حيث نجد :

1- نماذج الارتباط الذاتي لكثيرات الحدود:

حيث تكون Y_t مُفسَّرة بواسطة كثير الحدود للقيم الماضية :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + Q(Y_{t-1}, Y_{t-2}, ..., Y_{t-p}) + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} \phi_i Y_{t-i} + Q(Y_{t-1}, Y_{t-2}, ..., Y_{t-p}) + \varepsilon_t$$

حيث $Q(Y_{t-1}, Y_{t-2}, ..., Y_{t-p})$ هو كثير حدود غير خطي للمتغيرات $(Y_{t-1}, Y_{t-2}, ..., Y_{t-p})$.

2- نماذج الانحدار الذاتي الأسية الموسعة Extended Exponentiel AR Model :

1-2 صيغة نماذج الانحدار الذاتي الأسية الموسعة :

تكون القيمة الحالية Y_t مفسرة بواسطة كثير لحدود أسية، من الشكل :

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p}\phi_i Y_{t-i} + Q\left(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots\ldots, Y_{t-p}\right) + \varepsilon_t$$

حيث :

$$Q\left(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots\ldots, Y_{t-p}\right) = \sum_{i=1}^{p}\left(\sum_{j=0}^{s}\pi_{ij}Y_{t-1}^{j}.e^{-\gamma Y_{t-1}^2}\right).Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

ومنه :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \ldots\ldots\ldots + \phi_p Y_{t-p} + \sum_{i=1}^{p}\left(\sum_{j=0}^{s}\pi_{ij}Y_{t-1}^{j}.e^{-\gamma Y_{t-1}^2}\right).Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \left(\phi_1 + \left(\sum_{j=0}^{s}\pi_{1j}Y_{t-1}^{j}\right).e^{-\gamma Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-1} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots + \left(\phi_p + \left(\sum_{j=0}^{s}\pi_{pj}Y_{t-1}^{j}\right).e^{-\gamma Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

2-2 تقدير نماذج الانحدار الذاتي الأسية الموسعة :

لتقدير معالم نموذج الانحدار الذاتي الأسي اقترح Ozaki وHaggan (1981م) ثلاث مراحل لذلك :

أ- تعيين قيمة γ (عادة $\gamma = 1$).

ب- تقدير المعالم $\left\{\left(\phi_1, \phi_2, \ldots\ldots, \phi_p\right); \left(\pi_{10}, \pi_{11}, \ldots\ldots, \pi_{1s}\right), \ldots\ldots\ldots, \left(\pi_{p0}, \pi_{p1}, \ldots\ldots, \pi_{ps}\right)\right\}$ بواسطة المربعات الصغرى MCO (بإجراء انحدار Y_t على $\left\{Y_{t-1}, \pi_{10}\exp\left(-\gamma Y_{t-1}^2\right)Y_{t-1}, \ldots\ldots\ldots\right\}$)، بتغيير الرتب العليا لـ p و s مع حساب معيار AIC [1] في كل مرة.

ت- في هذه المرحلة نُعيد تقدير المعالم السابقة مع تغيير قيمة γ في المجال $[1,0]$…

3-2 خصائص نماذج الانحدار الذاتي الأسية :

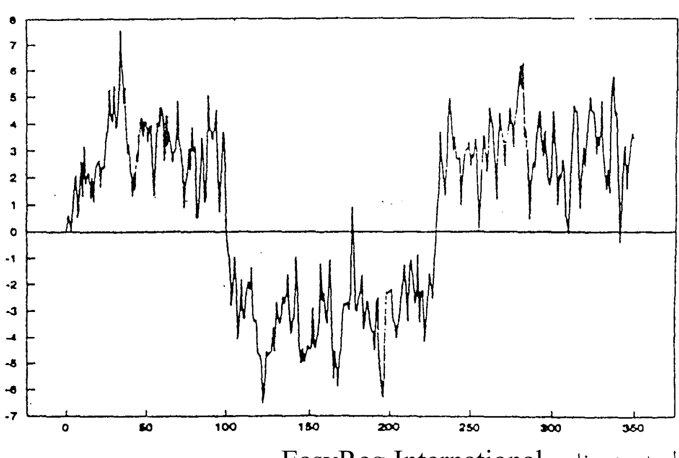
ومن أجل إيضاح خصائص هذه النماذج غير الخطية، نقترح نموذج AR(1) الأسي التالي :

$$Y_t = \left(\phi_1 + \left(\pi_2 Y_{t-1}^2\right)e^{-\gamma Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(حيث : $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ و $\phi_1 = 0.9, \pi_2 = 4\ , \gamma = 1, Y_0 = 0$.)

حيث يكون منحنى هذا النموذج من الشكل:

الشكل رقم (3-2) : منحنى نموذج AR(1) الأسي



المصدر : برنامج EasyReg International

---

[1] معيار AKAIC الذي تعرفنا عنه في الفصل السابق.

ملاحظة (3-1) :

إذا كان نموذج AR الخطي الذي يُعَمِّم نظام الاهتزازات العشوائية الرتبة 2 ($AR(2) \sim Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$)،
فإن نموذج AR لكثير الحدود الأبسط للاهتزازات غير الخطية هو:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \pi Y_{t-1}^3 + \varepsilon_t = \left(\phi_1 + \pi Y_{t-1}^2\right)Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

حيث في الأنظمة الاهتزازية تكون قيمة Y_t محصورة بمجال معين ($|Y_t| < M$)، إذا كانت جـذور المعادلـة المميـزة ($f(z) = z^2 - \left(\phi_1 + \pi Y_{t-1}^2\right)z - \phi_2 = 0$)، داخل قرص الوحدة أي $|z'|,|z''| < 1$.

- أما فيما يخص حالة نماذج الانحدار الأسي، نأخذ المثال التالي :

$$Y_t = \left(\phi_1 + \pi e^{-Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t , \quad (s = 0)$$

- تكون جذور المعادلة المميزة $f(z) = z^2 - \left(\phi_1 + \pi\, e^{Y_{t-1}^2}\right)z - \phi_2 = 0$ إذا كانت المعالم ϕ_1, ϕ_2, π تحقق الشرط المزدوج التالي :

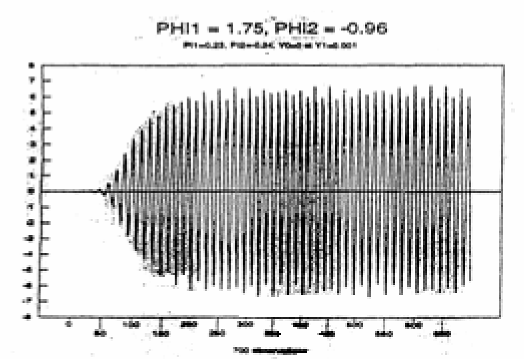
- حلول المعادلتين $f(z) = z^2 - (\phi_1 + \pi)z - \phi_2 = 0$ و $f(z) = z^2 - \phi_1 z - \phi_2 = 0$ توجد داخل مجال الوحدة.

نفس الشيء بالنسبة لنموذج الانحدار الذاتي الأسي من الرتبة الثانية :

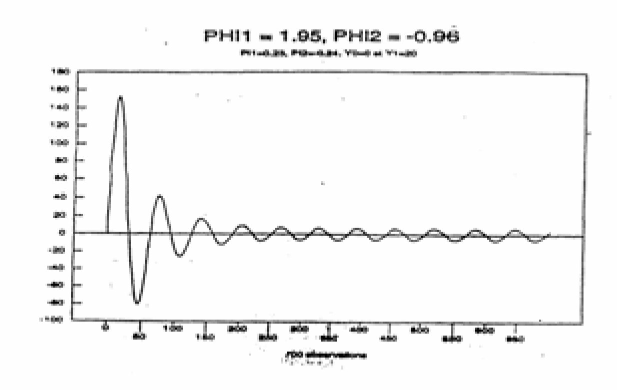
$$Y_t = \left(\phi_1 + \pi_1 e^{-Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-1} + \left(\phi_2 + \pi_2 e^{-Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

حيث يكون هناك حالتين :

1. إذا كانت جذور المعادلة $f(z) = z^2 - (\phi_1 + \pi_1)z - (\phi_2 + \pi_2) = 0$ خارج مجال الوحـدة، فـإن Y_t تبـدأ بالتذبذب ثم يتباعد (الشكل رقم (3-3)).
2. إذا كانت جذور المعادلة $f(z) = z^2 - \phi_1 z - \phi_2 = 0$ داخل مجال الوحدة، فإن السلسلة Y_t تبدأ بالتذبـذب ثم تستقر بعد ذلك عندما يكون Y_{t-1} كبير(الشكل رقم (3-4)) :



الشكل رقم (3-3) : منحنى نموذج انحدار ذاتي أسي من الرتبة 2 (حالة تباعد).



الشكل رقم (3-4) : منحنى نموذج انحدار ذاتي أسي من الرتبة 2 (حالة استقرار).

المصدر : برنامج EasyReg International

من خلال المنحنيين أعلاه نستنتج أن الشرطين السابقين ينتجان دورات محدودة، إلا أنهما غير كافيين لذلك، حيـث نجد في النموذج : $Y_t = \left(1.80 + 4e^{-Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-1} - \left(0.96 + 0.1e^{-Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-2}$

هذا المثال يحقق الشرطين المذكورين (1 و2)، لكن نجد مع ذلك مسار Y_t يؤول إلى نقطة وحيدة η (أنظر الشكل رقم (3-5)). حيث : $\eta = \left(1.80 + 4e^{-\eta^2}\right)\eta - \left(0.96 + 0.1e^{-\eta^2}\right)\eta$

أما فيما يخص نماذج الانحدار الذاتي الأسية من الرتبة الثانية، فإن وجود نقاط فردية يكون مشروطا بـــ:

– $0 < \dfrac{\left(1-\sum_{j=1}^{2}\phi_j\right)}{\sum_{j=1}^{2}\pi_j} < 1$ ومحدد بـــ : $\eta = \pm\sqrt{-Log\left[\dfrac{\left(1-\sum_{j=1}^{2}\phi_j\right)}{\sum_{j=1}^{2}\pi_j}\right]}$

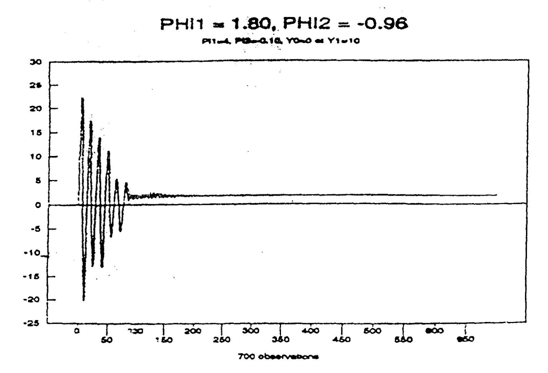
– إذا كانت القيم الأولية لـــ Y_t قريبة من الواحد، نحصل على دورة محددة حيث تكون النقاط الفردية غير مستقرة.

وتكون هذه النقاط عكس ذلك (مستقرة)، إذا كانت الحلول المطلقة للمعادلة : $f(z) = z^2 - A_1 z - A_2 = 0$ أقل من الواحد (1). (أنظر الشكل رقم (3-6)).حيث :

$$A_1 = \left(\pi_1 + \phi_1\pi_2 - \phi_2\pi_1\right)\Big/\sum_{j=1}^{2}\pi_j - 2\left(1-\sum_{j=1}^{2}\phi_j\right)Log\left\{\left(1-\sum_{j=1}^{2}\phi_j\right)\Big/\sum_{j=1}^{2}\pi_j\right\}$$

$$A_2 = \left(\pi_2 + \phi_2\pi_1 - \phi_2\pi_2\right)\Big/\sum_{i=1}^{2}\pi_j$$

الشكل رقم (3-5): منحنى نموذج انحدار ذاتي أسي من الرتبة 2 (عندما يؤول إلى نقطة وحيدة).



الشكل رقم (3-6) : منحنى نموذج انحدار ذاتي أسي من الرتبة 2 (حالة استقرار النقاط الفردية).

PHI1 = 1.57, PHI2 = -0.83

المصدر : برنامج EasyReg International

في الحالة العامة يكون نموذج الانحدار الأسي من الرتبة p يُعطي دورية محددة إذا وفقط إذا :

1. كل جذر للمعادلة $f(z) = z^p - \phi_1 z^{p-1} - \phi_2 z^{p-2} - ...... - \phi_p = 0$ يوجد داخل قرص الوحدة.
2. بعض جذور المعادلة $f(z) = z^p - \left(\phi_1 + \sum_{j=1}^{s}\pi_{1j}\right)z^{p-1} - .... - \left(\phi_p + \sum_{j=1}^{s}\pi_{pj}\right) = 0$ توجد خارج قرص الوحدة.
3. الشرط الكافي لوجود قرص الوحدة يكون : $0 < \left(1-\sum_{j=1}^{2}\phi_j\right)\Big/\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=0}^{s}\pi_{ij} < 1$.

لكن يمكن أن تكون هناك مسارات حيث لا توجد لا نقطة وحيدة مستقرة، ولا دورة محددة مستقرة،كما هو الحال في النموذج: $Y_t = \left(1.0 - 240e^{-Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-1} - \left(0.25 + 72e^{-Y_{t-1}^2}\right)Y_{t-2}$ أين جـــذور المعادلـــة $f(z) = z^2 - \phi_1 z - 0.25 = 0$ توجد داخل مجال الوحدة .

المطلب الثالث: نماذج الانحدار الذاتي ذات الحدود (العتبات) Modèles AutoRégressifs à seuils :

اقترحت نماذج TAR **(Threshold Autorégressive TAR.(1978))** كتقريبات (approximations) لنمـــاذج غـــير خطية في الزمن على شكل معادلات متفرقة، وكان الفضل الأول في صياغتها لـــ Tong في أواخر السبعينات من القرن الماضي.

لنفرض أن السيرورة Y تحقق في كل لحظة t واحدة من بين عدة معادلات مختلفة حسب قيمة مـــتغيرة أخــرى X (Xتختلف على Y)، بمعنى أن كل معادلة تقابل نظام (régime) خاص بالمتغيرة X_t، ويكون بذلك شكل هذه النمـــاذج في حالة حد وحيد، ومتغير X_t على النحو[1] :

$$Y_t = \begin{cases} \sum_{i=1}^{p_1} \phi^{(1)} Y_{t-1} + \varepsilon_t & si \quad X_t \le \alpha \\ \sum_{i=1}^{p_2} \phi^{(2)} Y_{t-1} + \varepsilon_t & si \quad X_t > \alpha \end{cases}$$

في الحقيقة جملة المعادلات هذه تعبر عن الاختلاف بين الأنظمة، الأساليب أو الدورات الاقتصادية المتعلقة بالمتغيرة Y بمرور الزمن. كما أن المتغيرة X_t يمكن أن تكون متغيرة خارجية، أو تكون قيمة مؤخرة للمتغيرة المدروســـة، في هـــذه الحالة الأخيرة نحن بصدد التكلم على الشكل المعمـــم لهـــذه النمـــاذج الـــذي يســـمى Self Excited Threshold Autorégressive SETAR.

وفي سنة 1988م اقترح Mélard و Roy استخدام نماذج جزئية لـــ ARMA في مكان AR، والسماح لتباينات ε_t بأن تختلف بين هذه النماذج الجزئية. قبل ذلك أدخـــل كـــل مـــن Chan و Tong(1986م) إمكانيـــة الـــتغير الأملـــس (changement lisse) من خلال نماذج تسمى STAR.

وفي الحالة البسيطة التالية :

$$Y_t = \begin{cases} \phi^{(1)} Y_{t-1} + \varepsilon_t & si \quad Y_{t-1} \le \alpha \\ \phi^{(2)} Y_{t-1} + \varepsilon_t & si \quad Y_{t-1} > \alpha \end{cases}$$

الشرط الضروري والكافي لإعطاء حل مستقر هو $\phi^{(1)} < 1, \phi^{(2)} < 1$ و $\phi^{(1)}\phi^{(2)} < 1$. ويكون التوزيع الهامشي لـــ Y_t غير متناظر، حتى في الحالة لما توزيع ε_t متناظر بالنسبة للصفر[2]. ونستثني هنا الحالة التي يكون فيها $\phi^{(1)} = \phi^{(2)}$.

ومن أجل معرفة شكل منحنى نماذج ذات الحدود نختار المثال التالي :

$$Y_t = \begin{cases} 5 - 0.2(Y_{t-1} - 5) + \varepsilon_t & si \quad Y_{t-1} \le 6.5 \\ 5 + 0.9(Y_{t-1} - 5) + \varepsilon_t & si \quad Y_{t-1} > 6.5 \end{cases}$$

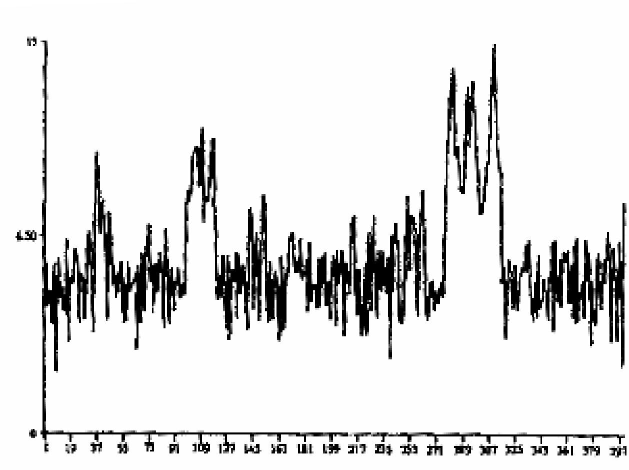
من خلال جملة المعادلات هذه يمكن تمثيل السيرورة Y_t على النحو التالي:

---

[1] Jean-Jacques Droesbeke ,Bernard Fichet, Philippe Tassi , **MODELISATION ARCH : Théorie statistique et applications dans le domaine de la finance** (Belgique : Editions de l'universite de Bruxelles , 1994), p41.

[2] برهن هذه الخاصية كل من Petrucceelli و Woolford (1984)، من خلال دراسة للتوزيع الهامشي لـ Y_t في حالة تكون فيها السيرورة ε_t طبيعية .

الشكل رقم (3-7) : سلسلة اصطناعية معممة بواسطة سيرورة انحدار ذاتي ذات حد


Série artificielle générée par un processus autorégressif à seuil

المصدر : Jean-Lacques Droesbeke, Bernard Fichet, Philippe Tassi, Op-cit ,P42.

1- نماذج Self Excited Threshold Autorégressive SETAR :

بمقتضى هذا النوع من النماذج تأخذ السيرورة Y قيمها في الزمن t، وفقا لقيم أخرى متأخرة عن تلـــك اللحظـــة، بحيث يكون الشكل العام لنموذج SETAR محدد بنظام ذو L معادلة كما يلي :

$$Y_t = \begin{cases} \phi_0^{(1)} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_i^{(1)} Y_{t-i} + \varepsilon_t^{(1)} & si \quad Y_{t-d} \le r_1 \\ \phi_0^{(2)} + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_i^{(2)} Y_{t-i} + \varepsilon_t^{(2)} & si \quad r_1 \le Y_{t-d} \le r_2 \\ \vdots \\ \phi_0^{(L)} + \sum_{i=1}^{p_L} \phi_i^{(L)} Y_{t-i} + \varepsilon_t^{(L)} & si \quad Y_{t-d} \ge r_{L-1} \end{cases}$$

- نلاحظ أن كل معادلة j من المعادلات $\{j \in (1,2,......,L)\}$ تتبع سيرورة انحدار ذاتي AR من الرتبة : $\{AR(p_1), AR(p_2),........, AR(p_L)\}$ على التوالي. حيث :

d: هو عدد صحيح موجب تماما يفسر كمعلمة أجل، $(r_1,....,r_{L-1})$: هي معالم الحدود

$(\varepsilon_t^{(1)},\varepsilon_t^{(2)},......,\varepsilon_t^{(L)})$: تمثل تشويشات بيضاء غير متناسبة.

- نرمز لهذا الشكل من النماذج بـــ : $Y_t \sim SETAR(1; p_1, p_2,....., p_L)$

ملاحظة (3-2):

- ❖ إذا كان : $\forall j : p_j = p$ (أي $p_1 = p_2 = ... = p_L$) فإن نموذج SETAR(1;p,p,….,p) هو نفسه نمـــوذج TAR(p). إذن النمذجة SETAR تسمح بأخذ بعين الاعتبار هيئات التأخيرات المختلفة لكل معادلة تحـــت النظام، بينما نجد في نماذج TAR أن درجة الارتباط الذاتي هي محددة ومتساوية في كل المعادلات.
- ❖ إن نموذج SETAR(1;p) هو نفسه نموذج الانحدار الذاتي الخطي من الدرجة p.

2- نماذج الانحدار الذاتي الانتقالية : Smooth Transition Autorégressive STAR :

أُقترحت نماذج الانحدار الذاتي الانتقالية STAR كامتداد لنماذج TAR ذات نظامين، ويعطى نموذج STAR من الرتبة p من الشكل :

$$Y_t = \pi_1 + \overline{\pi}_1 \overline{Z}_t + f(Y_{t-d})(\pi_2 + \overline{\pi}_2 \overline{Z}_t) + \varepsilon_t$$

- حيث ε_t : تشويش أبيض . مع : $\overline{\pi}_1 = (\pi_{11}, \pi_{12}, ...\pi_{1p})$ و $\overline{\pi}_2 = (\pi_{21}, \pi_{22}, ...\pi_{2p})$

- وبما أن: $\overline{Z}_t = \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Y_{t-2} \\ \vdots \\ Y_{t-p} \end{pmatrix}$ نجد : $\overline{\pi}_1 \overline{Z}_t = (\pi_{11}, \pi_{12}, ...\pi_{1p}) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Y_{t-2} \\ \vdots \\ Y_{t-p} \end{pmatrix} = \sum_{j=1}^{p} \pi_{1j} Y_{t-j}$

وبنفس الطريقة: $\overline{\pi}_2 \overline{Z}_t = \sum_{j=1}^{p} \pi_{2j} Y_{t-j}$

ومنه يصبح النموذج من الشكل :

$$Y_t = \pi_1 + \sum_{j=1}^{p} \pi_{1j} Y_{t-j} + f(Y_{t-d}) \left(\pi_2 + \sum_{j=1}^{p} \pi_{2j} Y_{t-j} \right) + \varepsilon_t$$

$f(Y_{t-d})$: تمثل دالة الانتقال، و تأخذ قيمها بين $\{0,1\}$.

وفي سنة 1992 م اقترح كل من Terasvrta و Anderson دالتين للانتقال هما :

$$f_1(Y_{t-d}) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(Y_{t-d} - c)}} \qquad : \gamma > 0$$

$$f_2(Y_{t-d}) = 1 + e^{-\gamma(Y_{t-d} - c)^2} \qquad : \gamma > 0$$

❖ الدالة f_1 هي دالة انتقال منطقية (Logistique) للمتغير Y_{t-d}، حيث إذا عوضناها في نموذج STAR ينتج شكل جديد من النماذج يسمى بـ نموذج STAR المنطقي ونرمز له بـ: LSTAR **(**Logistic Smooth Transition Autorégressive**)**. ويأخذ الصيغة :

$$Y_t = \pi_1 + \sum_{j=1}^{p} \pi_{1j} Y_{t-j} + f_1(Y_{t-d}) \left(\pi_2 + \sum_{j=1}^{p} \pi_{2j} Y_{t-j} \right) + \varepsilon_t$$

- وفي حالة ما إذا كان $\gamma \to \infty$ تصبح f_1 من الشكل :

$$f_1(Y_{t-d}) = \begin{cases} 0 & si \quad Y_{t-d} \le c \\ 1 & si \quad Y_{t-d} > c \end{cases}$$

وبالتالي يصبح النموذج من الشكل: TAR(p).

- أما في حالة $\gamma \to 0$ يصبح لدينا نموذج انحدار ذاتي خطي من الشكل : AR(p).

❖ وإذا عوضنا الدالة f_2 في نموذج STAR ينتج لنا نوع أخر يسمى بـ نموذج STAR الأسي، ونرمز له بـ : ESTAR **(**Exponentiel Smooth Transition Autorégressive**)** :

$$Y_t = \pi_1 + \sum_{j=1}^{p} \pi_{1j} Y_{t-j} + f_2(Y_{t-d}) \left(\pi_2 + \sum_{j=1}^{p} \pi_{2j} Y_{t-j} \right) + \varepsilon_t$$

حيث أن قيم هذا النموذج تتغير بطريقة متناسقة بالنسبة لـ **c**، وفي حالة $\gamma \to \infty$ أو $\gamma \to 0$ يصبح هذا النموذج خطي.

المطلب الرابع: نماذج المتوسطات المتحركة غير الخطية وغير المتناسقة MA- Asymétrique :

1- نماذج المتوسطات المتحركة غير الخطية :

تعطى نماذج MA غير الخطية بواسطة الصيغة التالية :

$$Y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{q}\theta_i\varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^{q}\sum_{j=1}^{q}\theta_{ij}\varepsilon_{t-i}\varepsilon_{t-j} + \sum_{i=1}^{q}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{q}\theta_{ijk}\varepsilon_{t-i}\varepsilon_{t-j}\varepsilon_{t-k} + \dots\dots\dots$$

إن الطريقة الشائعة في تقدير مثل هذه النماذج هي طريقة العزوم (les moments)، وإليكم مثال على ذلك :

❖ لتكن العزوم المتحصل عليها من نموذج MA غير خطي من الشكل :

$$1\text{-}\quad \alpha = E\left[Y_j^2\right] = \left(1+\theta_1^2\right)\sigma^2 + \theta_2^2\sigma^4 \qquad \dots\dots(3-1)$$

$$2\text{-}\quad \beta = E\left[Y_j\, Y_{j-1}\right] = \theta_1\sigma^2 \qquad \dots\dots..(3-2)$$

$$3\text{-}\quad \gamma = E\left[Y_j\, Y_{j-1}Y_{j-2}\right] = \theta_1\theta_2\sigma^4 \qquad \dots\dots...(3-3)$$

بقسمة المعادلة (3-3) على (2-3) نحصل على : $\frac{\lambda}{\beta} = \theta_2\sigma^2$، وبتعويض هذه الصيغة في المعادلة (1-3) نحصل على :

$$\alpha - (\gamma/\beta)^2 = \left(1+\theta_1^2\right)\sigma^2$$

ثم باستعمال المعادلة (2-3) نصل إلى : $\theta_1^2 - \left(\alpha/\beta - \gamma^2/\beta^3\right)\theta_1 + 1 = 0$

هذه المعادلة الأخيرة لها حلين (جذرين) هما :

$$\frac{1}{2}\left(\alpha/\beta - \gamma^2/\beta^3\right) \pm \left(\left(\alpha/\beta - \gamma^2/\beta^3\right)^2 - 4\right)^{(1/2)} \qquad \dots\dots\dots.(3-4)$$

نسمي θ_1 الجذر الذي يوجد داخل المجال $[-1,1]$.

وإذا كانت $\hat{\gamma}, \hat{\beta}, \hat{\alpha}$ عزوم تجريبية مقدرة على النحو :

$$\hat{\gamma} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}Y_tY_{t-1}Y_{t-2} \quad , \quad \hat{\beta} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}Y_tY_{t-1} \quad , \quad \hat{\alpha} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}Y_t^2$$

❖ فإن بتعويض γ, β, α بقيمهم المقدرة $\hat{\gamma}, \hat{\beta}, \hat{\alpha}$ على التوالي في المعادلة (4-3) يُعطى الجذر المقدر $\hat{\theta}_1$.

❖ و انطلاقا من الصيغتين (2-3) و(3-3) نجد العلاقات التالية : $\theta_2 = \gamma/\left(\theta_1\sigma^2\right), \sigma^2 = \beta/\theta_1$ فباستعمال أيضا القيم $\hat{\gamma}, \hat{\beta}, \hat{\alpha}, \hat{\theta}_1$ نجد المقدرات $\hat{\theta}_2$, $\hat{\sigma}^2$.

ورغم كل هذا، إلا أن ما يؤخذ على هذه الطريقة هي أنها لا تستعمل إذا كان محدد المعادلة السابقة موجبا.

2- نماذج المتوسطات المتحركة غير المتناظرة MA- Asymétrique :

تتميز هذه النماذج أنها تأخذ بعين الاعتبار إشارة ε_t، حيث بيَّن Wecher سنة 1981م أن صفة عدم التناظر لهذه السلاسل تجعل من Y_t يستجيب بطريقة مختلفة للاضطرابات ε_t حسب كونها موجبة أو سالبة، فنموذج MA(1) يحدد بـ :

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta^+\varepsilon_{t-1}^+ - \theta^-\varepsilon_{t-1}^-$$

- حيث: $\varepsilon_t^+ = \max\left(\varepsilon_t\, , 0\right) \quad , \varepsilon_t^- = \min\left(\varepsilon_t\, , 0\right)$

بينما وجدنا في الفصل السابق أن متوسط السيرورة MA(1) (بدون ثابت) معدوم، فإنه في حالة **MA(1)- Asymétrique** يساوي : $\mu_Y = \dfrac{(\theta^- - \theta^+)}{(\sqrt{2\pi})}$

– أما التباين فهو : $Var(Y_t) = 1 - \mu_Y^2 + \left[(\theta^+)^2 + (\theta^-)^2\right]/2$

– ونجد التباين المشترك من الدرجة الأولى بـ : $\gamma_1 = -\dfrac{(\theta^- - \theta^+)}{2}$

ملاحظة (3-3) :

❖ السيرورة MA(1) المتناسقة (المتناظرة) هي حالة خاصة من MA(1) غير المتناظرة، ونحصل عليها عندما تكون : $\theta^- = \theta^+ = \theta$، في هذه الحالة نجد النتائج السابقة للفصل الثاني[1].

❖ وفي حالة $\theta^- = -\theta^+$ نجد أن : $(\gamma_1 = -\theta \,, \gamma_0 = 1 + \theta^2 \,, \mu_Y = 0)$.

المبحث الثاني: نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاء ARCH

إن دور صفة "عدم التأكد" في تحديد حركية سلوك مختلف المتغيرات الاقتصادية الحديثة، خاصة في المسائل المالية، جعل النظريات الاقتصادية القياسية تعطيه قدرا من الأهمية، بدءاً باستخدام المتوسط الشرطي بدلا من المتوسط غير الشرطي في نماذج ARMA، هذه الصفة الإضافية من شأنها أن تساهم في تحسين التنبؤات الناتجة عن هذه النماذج المختلطة، وللتفرقة بين هذين المفهومين ندرج المثال التالي : إذا اعتبرنا السيرورة التالية :

$$AR(1): \quad Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

– حيث ε_t هي تشويش أبيض ،فإن المتوسط الشرطي يكون معطى بـ : $E(Y_t / Y_{t-1}, Y_{t-2}, ...) = \phi_1 Y_{t-1}$

– بينما يكون المتوسط غير الشرطي معدوم.

بعد ذلك تطورت هذه الفكرة لتشمل العزوم من الدرجة الثانية، حيث أشار Engle سنة 1982م إلى أهمية استعمال مفهوم التباين الشرطي بدلا من التباين غير الشرطي في تحسين القيم التنبؤية، لأنه بينما يبقى هذا الأخير ثابتا بتغير الزمن، فإن التباين الشرطي يمكن أن يُترجِم العلاقة بين المشاهدة Y_t، والمشاهدات السابقة Y_{t-j}. فإذا أخذنا المثال السابق، يكون التباين الشرطي للسيروة AR(1) من الشكل :

$$Var(Y_t / Y_{t-1}, Y_{t-2}, ...) = \left[[Y_t - E(Y_t / Y_{t-1}, Y_{t-2}, ...)]^2 / Y_{t-1}, Y_{t-2}, ...\right]$$

بينما يكون التباين غير الشرطي هو : $Var(Y_t) = \sigma^2 / (1 - \phi_1)$

كل هذه المبادئ كانت بساط يُفرَش لصياغة النماذج ARCH، وهي نماذج ارتباط ذاتي مشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاء. حيث أراد Engle من خلالها سد النقص الذي كانت تعاني منه نماذج ARMA السابقة، خاصة في السلاسل المالية التي تتميز بسرعة التقلبات (La Volatilité) المرتبطة بالزمن.

[1] أنظر الصفحة رقم 149.

المطلب الأول : مفاهيم أساسية

1- مشكل عدم تجانس تباينات الأخطاء L'héteroscédasticité:

إن معظم النماذج الكلاسيكية التي تطرقنا لها في الفصل السابق، ترتكز على فكرة أساسية تتمثل في أن متوسط الأخطاء معدوم، و أن تباينها ثابت مع تغير الزمن، وأنها مستقلة عن بعضها البعض أي :

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad ,\forall t = 1.....n$$

$$Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 \quad ,\forall t = 1.....n$$

$$Cov(\varepsilon_i \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad ,\forall i \neq j \qquad i,j = 1.....n$$

وبإسقاط هذه الفرضيات فإن تقدير مصفوفة التباين والتباين المشترك يصبح صعبا، لأن الأخطاء ستكون غير متجانسة ومترابطة فيما بينها، مما يقلل من نجاعة النماذج المقدرة. و في هذا الإطار كانت هناك العديد من الأعمال المقدمة والحلول المقترحة حول مصفوفة التباين المستحدثة، أدت بدورها إلى جملة من التساؤلات، من بينها[1]:

- كيف نبني نموذج رياضي يسمح بدراسة الشكل المقترح؟.
- كيف نقوم بتقدير معالم هذا النموذج؟.
- كيف نكتشف وجود شكل معين؟.

إن التفكير البسيط يميل إلى تكبير حجم العينة n عند تقدير مصفوفة التباين وهذا من أجل الحصول على تقديرات متقاربة، غير أن هذه الطريقة لا تحل المشكلة إلا بصفة جزئية فقط، كونها تؤدي إلى تكبير عدد المعالم المقدرة، من أجل ذلك اقترح الباحثون جملة من الأفكار، نذكر على سبيل المثال[2]:

إذا كان لدينا نموذج الانحدار الذاتي AR(1) المعرف بالشكل: $\varepsilon_t = \gamma\varepsilon_{t-1} + \mu_t$

- حيث μ_t يمثل تشويش أبيض :

$$E(\mu\mu') = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_\mu^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_\mu^2 \end{bmatrix}$$

- في هذا النوع من النماذج تأخذ مصفوفة التباين لـــ ε شكل خاص:

$$E(\varepsilon\varepsilon') = \begin{bmatrix} E(\varepsilon_1^2) & E(\varepsilon_1\varepsilon_2) & \cdots & E(\varepsilon_1\varepsilon_j) & \cdots & E(\varepsilon_1\varepsilon_n) \\ E(\varepsilon_2\varepsilon_1) & E(\varepsilon_2^2) & \cdots & E(\varepsilon_2\varepsilon_j) & \cdots & E(\varepsilon_2\varepsilon_n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ E(\varepsilon_i\varepsilon_1) & E(\varepsilon_i\varepsilon_2) & \vdots & E(\varepsilon_i\varepsilon_j) & \vdots & E(\varepsilon_i\varepsilon_n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ E(\varepsilon_n\varepsilon_1) & E(\varepsilon_n\varepsilon_2) & \cdots & E(\varepsilon_n\varepsilon_j) & \cdots & E(\varepsilon_n^2) \end{bmatrix}$$

[1] Terreza..M , Zatout. A «Modélisation de l'éteroscédastisité conditionnelle» **Journal de la Société Statistique de Paris**, **N°143** , p39.
[2] Jonston.J , **Méthodes statistiques** (Paris : ECONOMICA, 1988), tome 2, p 362.

حيث أن :

- في حالة $i = j$: العناصر القطرية كلها متساوية : $E(\varepsilon_1^2) = ... = E(\varepsilon_n^2) = \sigma_\varepsilon^2 = \frac{\sigma_\mu^2}{(1-\gamma^2)}$
- في حالة $i \neq j$: العناصر غير القطرية كلها متساوية لعدد أسي متقارب : $E(\varepsilon_i \varepsilon_{i-k}) = \gamma^{|k|}\sigma_\varepsilon^2$

نلاحظ أن في كلتا الحالتين من أجل أخطاء من الشكل AR(1)، يكفي أن نقدر المعلمتين $\hat{\gamma}, \hat{\sigma}^2$.

إن من بين أهم أسباب وجود عدم تجانس التباين في السلسلة، هو الحالة التي تكون المشاهدات في شكل مجموعات غير متجانسة، فعلى سبيل المثال إذا كانت السلسلة متعلقة بمبيعات المؤسسات في قطاع معين، فإننا نجد أن عناصر الخطأ المرافقة للمؤسسات الكبرى، أكبر منها في المؤسسات الصغرى، إذن هذه المجموعة الأخيرة تعتبر أقل تشتتا من سابقتها.

نفس الشيء بما يتعلق الإنفاق الأسري، فإننا نجده يوجه عادة إلى السلع الضرورية عند الأسر ضعيفة الدخل، في حين أن الأسر الغنية سيكون توزيع نفقاتها متذبذب بين السلع الكمالية ذات السعر المرتفع والسلع الضرورية.

وفي كلا المثالين السابقين تنتج مشكلة عدم تجانس التباين في المعطيات المجمعة (من حيث أن تباينات الأخطاء التابعة للمجموعة الأولى أكبر نسبيا مما هي عليه في المجموعة الثانية)[1].

ولحل مشكلة عدم تجانس تباين الأخطاء أُقترِحَت عدة أفكار وحلول، ترتكز في معظمها على إيجاد تباين يتطور مع الزمن، ومن بينها إدخال متغيرات جديدة X_t تُفسر هذا التطور، إضافة إلى ذلك يوجد أعمال أخرى مقدمة من طرف Judge نوجزها فيما يلي[2]:

- يكون التباين ثابت في كل مجموعة أو فئة.
- يؤخذ التباين أو الانحراف المعياري كأنه دالة خطية لمتغيرات خارجية. ويفترض هنا أن المتغير الداخلي يكون مستقل عن تغير التباين.

ومن خلال دراسة لمعدلات التضخم في المملكة المتحدة سنة 1982 م. اقترح Engle استخدام المتغيرة العشوائية لتفسير عدم التجانس الشرطي، وهذا ما تمخض عنه ما يسمى بنماذج الانحدار الذاتي،المشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاء ARCH.

وجاء بعده في هذا الإطار أعمال أخرى مقدمة من طرف : Weiss (1982 و 1984م)، Milhodj (1984م)، Bollrsev (1986م)، Engle (1987م)، Higgins و Bue (1992م) ، ومؤخرا Fresteret Nelson (1994م).

---

[1] Pindyck Robert. S and Rubenfled Danial, **Económetrics models and Economic Forecasts** (MC Gow HillBook Compagny , 1981), p139.

[2] Judge.G.C, Griffts W.E,Hill RC, Lutkephonhl H and Lee T.C , **The Theory and Pratice of Econometrics** (John Willy and Sons, 1984), p6.

2- أثر استخدام التوزيع الشرطي على التوقع :

لتحليل هذا الأثر ندرس (كمثال) حالة مسار ماركو فياني من الدرجة الأولى[1]: $AR(1) \quad : \quad \varepsilon_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \mu_t$

- حيث أن : $\mu_t \sim N(0,\sigma^2)$ ، $P\left(\varepsilon_t / s<t\right) = P\left(\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1}\right)$

- بافتراض أن المسار مستقر، أي: $|\phi_1|<1$، إذن :

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1} \sim N(\phi_1 \varepsilon_{t-1}, \sigma^2) \quad \text{و} \quad \varepsilon_t \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{(1-\phi_1^2)}\right)$$

معنى هذا أن استخدام التوزيع الشرطي يمكن أن يحسن نوعية مجال التوقع، حيث يُوظف المتوسط $\phi_1 \varepsilon_{t-1}$، هذا من جهة، ومن جهة أخرى أن الانحراف قد قل من : $\pm \frac{\sigma}{\sqrt{(1-\phi_1^2)}}$ إلى $\pm \sigma$.

لكن الشيء الملاحظ أن ذاكرة المسار لا تظهر في انحراف التوقع سواءاً كان شرطيا أم لا، أي أن قيم التباين غير مرتبطة بالقيم السابقة للمسار وعليه لا يوجد أي تحسن في حدود مجال التوقع.

من هنا تظهر أهمية التعديلات التي قام بها Engle، حيث قدم نموذج التباين العشوائي بطريقة داخلية. كما قام بإدراج المشاهدات السابقة للمسار في شكل انحدار ذاتي لمربعات الأخطاء :

$$h_t = \phi_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots\dots\dots\dots + \phi_p \varepsilon_{t-p}^2$$, (حيث p درجة الانحدار الذاتي)

3- نماذج عدم التجانس الشرطي :

يقدم عدم التجانس على أنه دالة لمتغيرات خارجية[2] :

$$\varepsilon_t = x_{t-1} \mu_t \qquad \dots\dots(3-5)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\phi_0 + \phi_1 x_{t-1}^2} \mu_t \qquad \dots\dots(3-6)$$

حيث X_{t-1} متغير خارجي محدد، ومنه يكون التباين غير الشرطي والتباين الشرطي من الشكل (على التوالي) :

$$Var\left(\varepsilon_t / x_{t-1}\right) = x_{t-1}^2 \sigma^2 \quad , \quad Var(\varepsilon_t) = x_{t-1}^2 \sigma^2$$

- وفي حالة $\phi_i = i$ حيث $i = 1,2$ (أي $\phi_0 = 0$ و $\phi_1 = 1$) تصبح المعادلة (3-6) هي نفسها (3-5)، وينتج لدينا: $h_t = \phi_0 + \phi_1 x_{t-1}^2$ مما يعني وجود معلمة خارجية للتباين الشرطي.

الفكرة الأساسية لـ Engle هي تعويض المتغيرات X بـ ε في المعادلتين (3-5) و (3-6)، ومنه نحصل على المعادلتين :

$$\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} \mu_t \qquad \dots\dots(3-7)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\phi_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2} \mu_t \qquad \dots\dots(3-8)$$

وعليه فإن : $h_t = h(\varepsilon_{t-1}^2, \phi_0, \phi_1)$، هذا معناه أنه يكفي أن نعوض المتغيرات الخارجية بالمشاهدات الملاحظة السابقة للمسار (أي المتغيرات الداخلية المتأخرة)، حيث تعطى معادلة المتوسط الشرطي h_t بـ : $\varepsilon_{t-1}^2 \sigma^2$ ، $(\phi_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2)\sigma^2$.

نتيجة: مما سبق نفهم أن مصدر التباين الشرطي هو النموذج نفسه.

[1] Khaled Hamidi, Akli Khenouse , Ali Zatout « Modéles Autoregrssifs Conditionnellement Hétéroscédastique » **Revue d'économie et de statistique appliquée , INPS**, N°0 \ Alger, Décembre 1998, pp 17-19.

[2] Christion Gourieroux, Op-cit, p 37.

المطلب الثاني : التحاليل النظرية حول نماذج ARCH/GARCH

1- صياغة نماذج ARCH(q) و خصائصها :

من أجل تبسيط الأمور نبدأ بصياغة نماذج ARCH من الرتبة الأولى، المقترحة من طــرف Engle ســنة 1982م ، لننتقل بعد ذلك إلى الحالة المعممة (الرتبة q) :

- نعتبر السيرورة X_t المعرفة بــ : $X_t = z_t\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2}$

- بوضع: $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2$ ، نقول أن السيرورة X_t تحقق نموذج ARCH(1) إذا :

$$X_t = z_t\sqrt{h_t}$$

حيث : z_t تشويش أبيض ضعيف ، $E(z_t)=0$ و $E(z_t^2)=\sigma_z^2$.

- وبصفة عامة z_t تمثل مجموعة متغيرات عشوائية مستقلة، أما h_t فهي دالة خطية موجبة لمربعات المشاهدات الماضــية لـX_t ($\underline{X_{t-1}} = \{X_{t-1}, X_{t-2}, \ldots\ldots, X_{t-j}, \ldots\}$).

حسب هذا النظام تتميز السيرورة X_t بارتباط ذاتي معدوم، وتباين شرطي يتغير مع الزمن بدلالة مجموعة التجديدات (l'innovations) السابقة.

نستطيع أن نستخرج نتائج مهمة إذا اعتبرنا سيرورة الانحدار الذاتي على X_t^2 (نبقى دائما حالة ARCH(1)):

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 \Leftrightarrow X_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \left(X_t^2 - h_t\right)$$

ومنه نجد :

$$X_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \varepsilon_t$$

- هذه الكتابة هي عبارة عن نموذج AR(1) للمربعات X_t^2 .

حيث $\varepsilon_t = \left(X_t^2 - h_t\right)$ (وتحقق : $E\left(\varepsilon_t / \underline{X_{t-1}}\right) = 0$) : هي سيرورة تجديدات لــ X_t^2 .

- ومنه تكون السيرورة X_t^2 مستقرة إذا كانت $\alpha_1 < 1$.

قبل الحصول على النتــائج، نتأكــد أولا مــن أن الســيرورة X_t تحقــق شــروط تعريــف فــرق تضــعيف différence de martingale ذو التباين الثابت، وشروط تعريف تشويش أبيض ضعيف، حيث أن:

تشويش أبيض ضعيف: (bruit blanc faible) نقول أن السيرورة X_t تشويش ابيض ضعيف، إذا كانــت متتاليــة متغيرات لها متوسط معدوم، وتباين ثابت (homoscédastiques) ، وغير مرتبطة، أي:

$$EL\left(X_t|\underline{X_{t-1}}\right) = 0 \qquad V\left(X_t\right) = \sigma_x^2\ \forall t$$

حيث $EL(.)$ يرمز إلى الأمل الخطي (l'espérance linéaire)

فرق تضعيف ذو تباين ثابت : (une différence de martingale homoscédastique)

نقول أن السيرورة X_t فرق تضعيف ذو تباين متجانس إذا وفقط إذا كان :

$$E\left(X_t|\underline{X_{t-1}}\right) = 0 \qquad V\left(X_t\right) = \sigma_x^2\ \forall t$$

الخاصية (3-1) : السيرورة $X_t \sim ARCH(1)$ المعرفة بالعلاقة : $X_t = z_t\sqrt{h_t}$ هي فرق تضعيف ذو تباين ثابت : une différence de martingale homoscédastique
$$E\left(X_t|\underline{X_{t-1}}\right) = 0 \quad V\left(X_t\right) = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} \quad \forall t$$

– هذه الخاصية تعني أن التباين غير الشرطي للسيرورة $X_t \sim ARCH(1)$ متجانس (est non conditionnellement homoscédastique).

❖ نستطيع أن نبرهن الجزء الأول من العلاقة السابقة من خلال :

$$E\left(X_t|\underline{X_{t-1}}\right) = E\left(z_t\sqrt{h_t}|\underline{X_{t-1}}\right) = E\left(z_t|\underline{X_{t-1}}\right)\sqrt{h_t} = 0$$

❖ وإذا كانت السيرورة Zt هي الأخرى تشويش أبيض ضعيف، نستطيع أن نبرهن أن السيرورة $X_t \sim ARCH(1)$ مُمركزة : $E(X_t) = 0$.

❖ نستطيع أن نبرهن أيضا أن السيرورة $X_t \sim ARCH(1)$ مستقلة إحصائيا (orthogonal) مع القيم السابقة:

$$E\left(X_t|\underline{X_{t-h}}\right) = 0 \quad \forall h \geq 1$$

من أجل هذا نستعين بالمبرهنة التالية : نعتبر مجموعتين للمشاهدات Ω_1 و Ω_2، بحيث : $\Omega_1 \subseteq \Omega_2$ إذن : مهما يكن المتغير Z فإن العلاقة التالية محققة : $E\left(Z|\Omega_1\right) = E\left[E\left(Z|\Omega_2\right)|\Omega_1\right]$

بنفس منطق هذه الصيغة، نستطيع أن نكتب :

$$E\left(X_t|\underline{X_{t-h}}\right) = E\left[E\left(X_t|\underline{X_{t-1}}\right)|\underline{X_{t-h}}\right] = E\left[0\,|\underline{X_{t-h}}\right] = 0$$

الخاصية (3-2) : التباين الشرطي للسيرورة $X_t \sim ARCH(1)$ المعرفة بالعلاقة: $X_t = z_t\sqrt{h_t}$ غير ثابت مع الزمن، ويحقق العلاقة التالية :
$$V\left(X_t|\underline{X_{t-h}}\right) = \alpha_0\left(\frac{1-\alpha_1^h}{1-\alpha_1}\right) + \alpha_1^h X_{t-h}^2 \quad \forall t$$

من هنا نرى أن الارتباط الزمني للتباين الشرطي يكون مُعرَّف من خلال معادلة الانحدار الذاتي للمربعات X_t^2 :

$$X_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \varepsilon_t$$

برهان : لدينا مما سبق أن: $E\left(X_t/\underline{X_{t-h}}\right) = 0$ ومنه : $V\left(X_t/\underline{X_{t-h}}\right) = E\left(X_t^2/\underline{X_{t-h}}\right)$.

نعتبر السيرورة X_t^2 المعرفة بـــ : $X_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \varepsilon_t$

– حيث ε_t هو تشويش أبيض. بواسطة عمليات متسلسلة نحصل على:

$$\begin{aligned} X_t^2 &= \alpha_0\left(1+\alpha_1+\alpha_1^2+..+\alpha_1^h\right) + \varepsilon_t + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \alpha_1^2\varepsilon_{t-2} + .. \\ &\quad + \alpha_1^{h-1}\varepsilon_{t-h+1} + \alpha_1^h X_{t-h}^2 \end{aligned}$$

وباعتبار المتوسط الشرطي لكل واحد من هذه الأعداد يعطى بـــ :

$$E\left(X_t^2|\underline{X_{t-h}}\right) = \alpha_0\left(\frac{1-\alpha_1^h}{1-\alpha_1}\right) + \sum_{j=0}^{h-1}\alpha_1^j E\left(\varepsilon_{t-j}|\underline{X_{t-h}}\right) + \alpha_1^h E\left(X_{t-h}^2|\underline{X_{t-h}}\right)$$

لأنه من خلال تعريف التشويش الأبيض ε_t لدينا : $E\left(\varepsilon_{t-j}|\underline{X_{t-h}}\right) = 0,\ \forall j = 0,..,h-1$

ومن خلال الصيغة : نجد العلاقـــة $E\left(X_{t-h}^2|\underline{X_{t-h}}\right)=X_{t-h}^2$ السابقة للخاصية (3-2) :

$$V\left(X_t|\underline{X_{t-h}}\right)=\alpha_0\left(\frac{1-\alpha_1^h}{1-\alpha_1}\right)+\alpha_1^h X_{t-h}^2 \quad \forall t$$

– لما h يؤول إلى مالا نهاية (∞)، هذه التباينات الشرطية تتقارب نحو التباين الشرطي المشار إليه في الخاصية الأولى :

$$V\left(X_t\right)=\lim_{h\to\infty} V\left(X_t|\underline{X_{t-h}}\right)=\lim_{h\to\infty}\left[\alpha_0\left(\frac{1-\alpha_1^h}{1-\alpha_1}\right)+\alpha_1^h X_{t-h}^2\right]=\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1}$$

الخاصية (3-3) : التباينات المشـــتركة الذاتيـــة الشـــرطية (Les auto-covariances conditionnelles) للســـيرورة $X_t \sim ARCH(1)$ (المعرفة بالعلاقة: $X_t=z_t\sqrt{h_t}$) تكون معدومة :

$$cov\left(X_t, X_{t+k}|\underline{X_{t-h}}\right)=0 \quad \forall h\geq 1, \forall k\geq 1$$

– نسمي إذن السيرورة $X_t \sim ARCH(1)$: بسيرورة بدون ذاكرة (processus sans mémoire).

برهان : ليكن التباين المشترك الشرطي بين X_t و X_{t+k} :

$$\begin{aligned}
cov\left(X_t, X_{t+k}|\underline{X_{t-h}}\right) &= E\left\{\left[X_t X_{t+k}-E\left(X_t|\underline{X_{t-h}}\right)E\left(X_{t+k}|\underline{X_{t-h}}\right)\right]|\underline{X_{t-h}}\right\}\\
&= E\left(X_t X_{t+k}|\underline{X_{t-h}}\right)\\
&= E\left[E\left(X_t X_{t+k}|\underline{X_{t+k-1}}\right)|\underline{X_{t-h}}\right]\\
&= E\left[X_t E\left(X_{t+k}|\underline{X_{t+k-1}}\right)|\underline{X_{t-h}}\right] \quad \text{car } \varepsilon_t \text{ est connu en } t+k-1\\
&= E\left[X_t\times 0|\underline{X_{t-h}}\right]
\end{aligned}$$

الخاصية (3-4) :

الشروط الكافية من أجل أن تكون السيرورة X_t^2 موجبة هي $\alpha_1>0$ و $\alpha_0+\varepsilon_t\geq 0$ من أجل كل قيمة مقبولة لـــ ε_t، هذا يستلزم قيود خاصة على دعامة (support) قانون ε_t. ويكون التباين الهامشي la variance marginale للسيرورة X_t موجود إذا وفقط إذا كان : $\alpha_0>0$ و $0>\alpha_1\geq 1$.

الخاصية (3-5) :

العزم الشرطي المركز (Le moment conditionnel centré) من الدرجة الرابعة للسيرورة X_t يحقق العلاقة التالية :

$$E\left(X_t^4|\underline{X_{t-h}}\right)=3\left(\alpha_0+\alpha_1 X_{t-1}^2\right)^2$$

– وبفرض أن $3\alpha_1^2<1$، يكون العزم الشرطي المركز من الدرجة الرابعة للسيرورة X_t يساوي :

$$E\left(X_t^4\right)=3\left[\alpha_0^2+\frac{2\alpha_1\alpha_0^2}{1-\alpha_1}+\alpha_1^2 E\left(X_{t-1}^4\right)\right]=\frac{3\alpha_0^2\left(1+\alpha_1\right)}{\left(1-3\alpha_1^2\right)\left(1-\alpha_1\right)}$$

– ومنه يكون معيار كورتوزيس (La kurtosis) الذي يوافق السيرورة $X_t \sim ARCH(1)$ من الشكل :

$$Kurtosis=\frac{E\left(X_t^4\right)}{E\left(X_t^2\right)^2}=3\left(\frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2}\right)>3$$

ملاحظة (3-4) :

❖ حسب Berra وHiggins (1993م) : تحت الفرضية أن المعلمة α_1 موجبة ($\alpha_1 > 0$)، معيار كورتوزيس (La kurtosis) غير الشرطي دائما أكبر من القانون الطبيعي، هذا يعطي شكل مفرطح (leptokurtique) للسيرورة X_t، ومع ارتباط التباين الشرطي بالزمن تصبح السيرورة ARCH أكثر صلاحية للاستعمال من أجل تمثيل السلاسل المالية، أو تمثيل بواقي النماذج الخطية للسلاسل المالية.

❖ كل الخواص السابقة نستطيع أن نعممها بواسطة السيرورة ARCH(q). حيث :

- تكون السيرورة X_t تحقق النموذج ARCH(q) إذا :

$$X_t = z_t\sqrt{h_t}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i X_{t-i}^2$$

مع :

حيث : Z_t تشويش أبيض ضعيف، $E(z_t)=0$ و $E(z_t^2)=\sigma_z^2$

من أجل هذا النوع من النماذج نجد خاصيتين مهمتين من مجموع الخواص السابقة، الأولى تتعلق بفرق تضعيف ذو تباين ثابت (différence de martingale homoscédastique)، (أو تشويش أبيض ضعيف) $E(X_t/\underline{X_{t-1}})=0$، أما الثانية تتعلق بخاصية ارتباط التباين الشرطي بالزمن، لأن:

$$V\left(X_t|\underline{X_{t-1}}\right) = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i X_{t-i}^2$$

2- نموذج بأخطاء ARCH(q) : Modèle avec erreurs ARCH(q)

ليكن نموذج الانحدار الذاتي الخطي التالي :

$$Y_t = E\left(Y_t|\underline{Y_{t-1}}\right) + \varepsilon_t$$

- حيث ε_t تشويش أبيض ضعيف (bruit blanc faible) : $E(\varepsilon_t)=0$ و $E(\varepsilon_t\,\varepsilon_s)=0$ $(\forall t \neq s)$

- و ε_t تحقق شرط فرق تضعيف (différence de martingale)، $E(\varepsilon_t\,|\,\underline{\varepsilon_{t-1}})=0$

- بفرض أن هذا الباقي يقبل تمثيل من نوع ARCH(q) :

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \quad avec \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2$$

حيث Z_t تشويش أبيض ضعيف.

- لدينا الآن إذن نموذج الذي يبين لنا في مرة واحدة تطور المتوسط الشرطي والتباين الشرطي للسيرورة Y_t مع الزمن.

نتناول الآن حالة بسيطة لسيرورة من نوع AR(1) مع خطأ ARCH(1) :

$$Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2}$$

حيث $|\rho|<1$، في هذه الحالة، البواقي تحقق الخصائص الأساسية الأربعة المدروسة سابقا :

❖ خاصية فرق التضعيف (différence de martingale) : $E(\varepsilon_t\,|\,\underline{\varepsilon_{t-1}})=0$، وفي الحالة العامة :

$E(\varepsilon_t\,|\,\underline{\varepsilon_{t-h}})=0 \quad \forall h\geq 1$.

❖ التباين الشرطي المرتبط بالزمن : $V(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1}$ $\quad V\left(\varepsilon_t|\underline{\varepsilon_{t-h}}\right) = \alpha_0\left(\frac{1-\alpha_1^h}{1-\alpha_1}\right) + \alpha_1^h\varepsilon_{t-h}^2$

❖ التباينات المشتركة الذاتية الشرطية معدومة : $\forall h \geq 1, \forall k \geq 1$: $cov\left(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}|\underline{\varepsilon_{t-h}}\right) = 0$

❖ تحت الفرضية $\alpha_1^2 < 1/3$: يكون توزيع البواقي مفرطح، لأنه: $Kurtosis = 3\left(\frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2}\right) > 3$

نتائج: نستطيع أن نستخرج عدة نتائج من خلال نفس السيرورة Y_t السابقة :

1. يمكن أن نبرهن أن المتوسط (الأمل) الشرطي l'espérance conditionnelle للسيرورة Y_t يحقق العلاقة التالية :

$$E\left(Y_t|\underline{Y_{t-h}}\right) = \mu + \rho E\left(Y_{t-1}|\underline{Y_{t-h}}\right) = \mu\left(\frac{1-\rho^h}{1-\rho}\right) + \rho^h Y_{t-h}$$

2. بنفس الشكل، نستطيع أن نبين أن التباين الشرطي la variance conditionnelle للسيرورة Y_t مرتبط بالزمن، وكنتيجة أنه مرتبط بالسيرورة ε_{t-h}^2.

خاصية (3-6) : التباين الشرطي للسيرورة AR(1) مع خطأ ARCH(1) يكتب على الشكل :

$$V\left(Y_t|\underline{Y_{t-h}}\right) = \left(\frac{\mu}{1-\alpha_1}\right)\left[\left(\frac{1-\rho^{2h}}{1-\rho^2}\right) - \alpha_1\left(\frac{\alpha_1^h-\rho^{2h}}{\alpha_1-\rho^2}\right)\right] + \alpha_1\left(\frac{\alpha_1^h-\rho^{2h}}{\alpha_1-\rho^2}\right)\varepsilon_{t-h}^2$$

– أما تباين خطأ التنبؤ بأفق واحد(la variance d'une erreur de prévision à l'horizon 1)، فيساوي :

$$V\left(Y_t|\underline{Y_{t-1}}\right) = \mu + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2$$

– إذن من خلال هذه السيرورة (حالة خطأ ARCH(1))، خطأ التنبؤ بفترة واحدة، يقبل تباين $V(Y_t|\underline{Y_{t-1}})$ الذي يتغير مع الزمن، بدلالة القيمة ε_{t-1}^2، هذا يعني أن مجالات الثقة في هذا التنبؤ غير ثابتة مع الزمن.

ملاحظة (3-5) : تباين خطأ التنبؤ الناتج عن سيرورة ذات خطأ ARCH مرتبط بالزمن :

$$V\left(Y_t|\underline{Y_{t-h}}\right) = g\left(\varepsilon_{t-h}\right)$$

– مدى (L'amplitude) مجالات الثقة الخاصة بهذا التنبؤ إذن غير ثابت مع تغير الزمن.

3- نماذج GARCH(p,q) :

ليكن نموذج الانحدار الذاتي الخطي التالي : $Y_t = E\left(Y_t|\underline{Y_{t-1}}\right) + \varepsilon_t$

– حيث ε_t تشويش أبيض ضعيف (bruit blanc faible) : $E(\varepsilon_t) = 0$ و $E(\varepsilon_t\varepsilon_s) = 0$ $(\forall t \neq s)$.

– و ε_t تحقق شرط فرق تضعيف (différence de martingale) ، $E(\varepsilon_t|\underline{\varepsilon_{t-1}}) = 0$.

نضع دائما أن السيرورة ε_t نستطيع كتابتها من الشكل : $\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$

حيث Z_t تشويش أبيض.

بالبحث في نمذجة سرعة التقلبات (La Volatilité) الشرطية للسيرورة ε_t. ومن أجل أخذ في الحساب الديناميكية الملاحظة على ε_t^2. عرّف Bollerslev سنة 1986م نماذج GARCH(p,q) بإحلال الصيغة :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i}$$

إن الشروط $\alpha_0 = 0, \alpha_i \geq 0, (i=1,.....,q)$، و $\beta_i \geq 0, (i=1,.....,p)$ هي كافية من أجل ضمان أن تكون h_t موجبة $(h_t > 0)$.

– ومنه نقول أن السيرورة ε_t موافقة لنموذج GARCH(p,q) إذا تحقق :

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$

مع : Z_t تشويش أبيض. و $\alpha_0 = 0, \alpha_i \geq 0, (i=1,.....,q)$ ، و $\beta_i \geq 0, (i=1,.....,p)$.

– وأيضا، يكون خطأ السيرورة المعرف بواسطة النموذج $\varepsilon_t \sim$ GARCH(p,q) يقبل العزوم الشرطية (les moments conditionnels) :

$$E\left(\varepsilon_t | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = 0$$

$$V\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$

وكما فعلنا حالة نماذج ARCH، يمكننا أن نحصل على السيرورة ε_t^2 من الشكل ARMA، بواسطة التجديد (innovation) : $\mu_t = \varepsilon_t^2 - h_t$

ومنه : $h_t = \varepsilon_t^2 - \mu_t$، وبالتعويض في العلاقة :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$

$$\varepsilon_t^2 - \mu_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \left(\varepsilon_{t-i}^2 - \mu_{t-i}\right)$$

نستطيع الآن كتابة ε_t^2 من الشكل :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\max(p,q)} \left(\alpha_i + \beta_i\right) \varepsilon_{t-i}^2 + \mu_t - \sum_{i=1}^{p} \beta_i \mu_{t-i}$$

حيث: $\alpha_i = 0$ لما $i > q$ ، و $\beta_i = 0$ لما $i > p$.

ملاحظة (3-6) : السيرورة ε_t^2 الموافقة لنموذج GARCH(p,q) نستطيع تمثيلها على شكل سيرورة $ARMA\,[\max(p,q), p]$ ، في التجديد $\mu_t = \varepsilon_t^2 - V\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)$ على النحو التالي :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\max(p,q)} \left(\alpha_i + \beta_i\right) \varepsilon_{t-i}^2 + \mu_t - \sum_{i=1}^{p} \beta_i \mu_{t-i}$$

حيث: $\alpha_i = 0$ لما $i > q$، و $\beta_i = 0$ لما $i > p$.

- في هذا الإطار يجب الأخذ بالحذر، أن p تمثل هنا رتبة المتوسط المتحرك MA في النموذج ARMA لـ ε_t^2.

ومن خلال هذا النموذج $ARMA\,[\max(p,q), p]$ ، نستطيع حساب بطريقة أسهل العزوم والعزوم الشرطية لسيرورة الخطأ ε_t، والسيرورة Y_t. ومن أجل التوضيح أكثر نأخذ مثال GARCH(1,1).

مثال (3-1) : لنعتبر الآن حالة السيرورة GARCH(1,1) : $\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

التي نستطيع كتابتها من الشكل : $\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)\,\varepsilon_{t-1}^2 + \mu_t - \beta_1\mu_{t-1}$

مع أن : $\mu_t = \varepsilon_t^2 - V\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = \varepsilon_t^2 - h_t$ تمثل سيرورة تجديد (processus d'innovation) لـــ ε_t^2 .

تحت شرط الاستقرار من الدرجة الثانية $\alpha_1 + \beta_1 < 1$، يكون التباين غير الشـــرطي معـــرف وثابـــت مـــع الـــزمن، حيث:$V(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2)$. هذا الأخير نستطيع استنتاجه بمساعدة نموذج ARMA(1,1) لـــ ε_t^2، كما على النحو التالي :

$$V(\varepsilon_t) = E\left(\varepsilon_t^2\right) = \alpha_0\Phi(1)^{-1} = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1}$$

– حيث: $\Phi(L) = 1 - (\alpha_1 + \beta_1)L$ كثير الحدود للانحدار الذاتي الموافق للنموذج $\varepsilon_t^2 \sim$ ARMA(1,1) .

وفي الأخير، يمكن أن نبين من أجل سيرورة GARCH أن معيار كيرتوزيس kurtosis مرتبط مباشرة بعدم تجانس التباين الشرطي (l'héteroscédasticité conditionnelle). لهذا نعتبر معيار kurtosis الموافق للقانون غير الشرطي للسيرورة GARCH شرطيا يتبع القانون الطبيعي (conditionnellement gaussien) : $\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \quad z_t\ N.i.d.\,(0,1)$

– في هذه الحالة فإنه توجد علاقة تربط بين العزوم الشرطية من الرتبة 4 والعزوم الشرطية من الرتبة 2 من الشكل :

$$E\left(\varepsilon_t^4 | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = 3\left[E\left(\varepsilon_t^2 | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right]^2$$

لأنه في الحالة العامة إذا كان y متغير ممركز (centrée) يتبع قانون gaussienne : $E(y^4) = 3Var(y)^2 = 3E(y^2)^2$.

– وإذا اعتبرنا $E\left[E\left(\varepsilon_t^4 \mid \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right] = E\left(\varepsilon_t^4\right)$: $3E\left[E\left(\varepsilon_t^2 | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)^2\right] \geq 3\left[EE\left(\varepsilon_t^2 | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right]^2 = 3\left[E\left(\varepsilon_t^2\right)\right]^2$

نستنتج أيضا أن القانون الهامشي لـــ ε_t له ذيول أكثر سمكا (queues plus épaisses) من القانون الطبيعي، لأنه :

$$E\left(\varepsilon_t^4\right) \geq 3\left[E\left(\varepsilon_t^2\right)\right]^2$$

إضافة إلى هذا، نستطيع حساب معيار كيرتوزيس kurtosis كما يلي :

$$\begin{aligned}
Kurtosis &= \frac{E\left(\varepsilon_t^4\right)}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2} = \frac{3\left[E\left(\varepsilon_t^2 | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right]^2}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2} \\
&= 3\frac{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2} + \frac{3}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2}\left\{\left[E\left(\varepsilon_t^2 | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right]^2 - E\left(\varepsilon_t^2\right)^2\right\} \\
&= 3 + \frac{3}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2}\left\{\left[E\left(\varepsilon_t^2 | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right]^2 - E\left[E\left(\varepsilon_t^2 | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)^2\right]\right\} \\
&= 3 + 3\frac{Var\left[E\left(\varepsilon_t^2 | \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right]}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2}
\end{aligned}$$

إذن حساب kurtosis هنا مرتبط بقياس عدم تجانس الشرطي l'héteroscédasticité conditionnelle. .

خاصية (3 -7) : إذا كانت السيرورة ε_t المعرفة بنموذج GARCH يتبع شرطيا القانون الطبيعي (conditionnellement gaussienne) بحيث : $\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$

$$V\left(\varepsilon_t/\underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i} = h_t$$

فإنه يكون لدينا إذن :

- القانون الهامشي لـــ ε_t له ذيول أكثر سمكا (queues plus épaisses) من القانون الطبيعي، لأنه :

$$E\left(\varepsilon_t^4\right) \geq 3\left[E\left(\varepsilon_t^2\right)\right]^2$$

- معامل الإفراط لمعيار كيرتوزيس (coefficient d'excès de kurtosis) يحدد كما يلي :

$$Excès\ de\ Kurtosis = \frac{E\left(\varepsilon_t^4\right)}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2} - 3 = 3\frac{Var\left[E\left(\varepsilon_t^2|\underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right]}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2}$$

مثال (3-2) : نعتبر سيرورة GARCH(1,1) من الشكل :

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \quad z_t\ N.i.d\,(0,1)$$

$$h_t = \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

- بيَّن Boollerslev سنة 1986م أن إيجاد العزم من الرتبة 4 يتطلب أن يكون : $1 > (\alpha_1+\beta_1)^2 + 2\alpha_1^2$، هذا من جهة، ومن جهة أخرى أن:

$$K_u = \frac{E\left(\varepsilon_t^4\right)}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2} = \frac{3\left[1-(\alpha_1+\beta_1)^2\right]}{1-(\alpha_1+\beta_1)^2 - 2\alpha_1^2}$$

دائما أكبر من 3، وهذا من شأنه أن ينفع حالة المعطيات التي تتمتع بتوزيع ذو ذيول سميكة.

4- اختبارات مفعول (أثر) ARCH/GARCH (Tests d'effets ARCH / GARCH):

إذا كان السؤال المطروح هو كيف نختبر وجود مفعول (effet) ARCH في السلسلة Y_t، أو الباقي ذو نموذج انحدار ذاتي خطي ؟. فإن الإجابة تكون باختبارين أساسيين هما :

- اختبارات الارتباط الذاتي على المربعات ε_t^2 : وهذا بتطبيق الإحصائيات المألوفة من نوع Q- stat التي تناولناها في الفصل السابق (,Box Pierce أو Ljung Box Pierce ...).
- اختبارات مضاعف لاغرانج LM (لاختبار غياب الارتباط الذاتي على المربعات ε_t^2).

4-1 اختبارات الارتباط الذاتي على المربعات ε_t^2 :

نرمز بـــ r_k إلى الارتباط الذاتي من الرتبة k للسيرورة $\{\varepsilon_t^2 \in Z\}$

من اجل الرتبة k : اختبار Box Pierce يقوم على الفرضيتين :

$$H_0 : r_1 = r_2 = ...r_k = 0$$
$$H_1 : \exists j \in [1,k], tel\ que \quad r_j \neq 0$$

إذن هو يختبر انعدام الارتباطات الذاتية الــ k الأولى للسيرورة المعتبرة. حيث من أجــل ســيرورة ARMA(p,q) الإحصائية المحسوبة لهذا الاختبار هي :

$$Q_{BP}(K) = T\sum_{k=1}^{K} r_k^2 \xrightarrow[T\to\infty]{\mathcal{L}} \chi^2(K-p-q)$$

الفرضية H_0 ترفض بمستوى معنوية 5% إذا كانت Q_{BP} أكبر من الإحصائية الجدولية χ^2 المرافقة (الملحق (1-2)).

في حالة الاختبار Ljung Box Pierce من أجل الرتبة K، حيث يتعلق الأمــر بالفرضــية : $H_0 : r_k = 0 \quad \forall k \le K$ ، تكون الإحصائية معطاة بالصيغة :

$$Q(K) = T(T+2)\sum_{k=1}^{K} \frac{r_k^2}{T-k} \xrightarrow[T\to\infty]{\mathcal{L}} \chi^2(K-p-q)$$

2-4 اختبارات غياب الارتباط الذاتي على المربعات ε_t^2 :

يرتكز مضاعف لاغرنج LM(K) ببساطة على اختبار الفرضية : $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = ...\beta_K = 0$ ، للنموذج :

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \beta_0 + \beta_1^2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + .. + \hat{\varepsilon}_{t-K}^2 + \mu_t$$

أين تمثل المربعات $\hat{\varepsilon}_{t-j}^2$ الباقي المقدر لنموذج المتوسط الشرطي.

ملاحظة (3-7): الإحصائية LM_j لاختبار مضاعف لاغرانج وحيد الاتجاه (Unidirectionnel) المرافق للفرضية :

$$H_0 : \beta = a \;,\; \text{où}\; a \in R^K \;\text{contre}\; H_1 : \beta \neq a$$

تقبل التوزيع التالي:

$$LM_j = \left(\frac{\partial \log L(y,\beta)}{\partial \beta'}\bigg|_{\beta=\hat{\beta}^c}\right)' \hat{I}^{-1} \left(\frac{\partial \log L(y,\beta)}{\partial \beta'}\bigg|_{\beta=\hat{\beta}^c}\right) \xrightarrow[N\to\infty]{L} \chi^2(K)$$

حيث تمثل $\hat{\beta}_j$ و $\hat{\beta}_j^c$ على التوالي المقدرات غير المقيدة والمقيدة لــ β_j .

المقدر $\hat{I}$ لمصفوفة المعلومات لفيشر (la matrice d’information de Fischer) تعطى بالعلاقة :

$$\hat{I} = \sum_{i=1}^{N}\left(\frac{\partial \log L(y_i,\beta)}{\partial \beta'}\bigg|_{\beta=\hat{\beta}^c}\right)\left(\frac{\partial \log L(y_i,\beta)}{\partial \beta'}\bigg|_{\beta=\hat{\beta}^c}\right)'$$

أين :

$$\frac{\partial \log L(y,\beta)}{\partial \beta'}\bigg|_{\beta=\hat{\beta}^c} = \sum_{i=1}^{N}\frac{\partial \log L(y_i,\beta)}{\partial \beta'}\bigg|_{\beta=\hat{\beta}^c}$$

نتيجة :تستخدم نتيجة الاختبارات Box Pierce و LM في رفض الفرضية H_0 التي تعني غيــاب مفعــول ARCH (absence d’effets ARCH) (وهذا حالة: مهما تكن الرتبة K المعتبرة فإنه يوجد ارتباط زمني للبواقي).

المطلب الثالث : التقدير والتنبؤ

هناك ثلاث طرق لتقدير النماذج ذات أخطاء تتميز بخاصـــية عـــدم تجـــانس التبـــاين modèles avec erreurs hétéroscédastiques، ينتج عنها ثلاث أنواع من المقدرات هي :

- ❖ مقدرات من فئة المعقولية العظمى Estimateurs de la classe du Maximum de Vraisemblance (MV)
- ❖ مقدرات المعقولية العظمى الزائفة Estimateurs du Pseudo Maximum de Vraisemblance (PMV)
- ❖ مقدرات عن طريق مرحلتين : .Estimateurs en deux étapes

وبما أن الطريقة الأخيرة هي مقاربة للأولى فإنه يكفي في هذه الفقرة أن نتطرق نحـــن بـــالتوازي إلى الطـــريقتين الأولى والثانية.

1- مقدرات طريقتي MV و PMV تحت فرضية التوزيع الطبيعي :

(Estimateurs du MV et Estimateurs du PMV sous l'hypothèse de normalité)

في هذا الإطار نأخذ النموذج المقدم من طرف Gouriéroux سنة 1992م :

$$E\left(Y_t|\underline{Y_{t-1}},X_t\right)=m_t\left(\underline{Y_{t-1}},X_t,\theta\right)=m_t\left(\theta\right)$$

$$V\left(Y_t|\underline{Y_{t-1}},X_t\right)=h_t\left(\underline{Y_{t-1}},X_t,\theta\right)=h_t\left(\theta\right)$$

حيث نرمز لـــ θ لمجموعة المعالم الداخلة في صيغة كل من المتوسط الشرطي والتباين الشرطي. علما أنه بإمكان معظم نماذج ARCH أن تُمَثَّل بالشكل أعلاه .

و نبدأ فيما يلي بتقديم الطرق MV وPMV، قبل أن نصل إلى دراسة الإجراء (la procédure) AUTOREG.

1-1 المعقولية العظمى MV (و Pseudo-MV) المطبقة على نماذج ARCH/GARCH :

في هذه الفقرة سنحاول تقديم بشكل موازي طريقة التقدير MV تحت فرضية التوزيع الشرطي الطبيعي للبواقي، مع طريقة **Pseudo-MV** ، حيث نجد في الحالتين أن دالة المعقولية العظمى المعرفة للمقدرين (MV وPMV) هي نفسها.

إن لوغاريتم دالة المعقولية العظمى (log-vraisemblance)، الموافقة لعينة متكونة من T مشاهدة $(y_1, y_2,....., y_T)$ من Y_t، تحت فرضية القانون الشرطي الطبيعي لـــ Y_t. تكتب من الشكل :

$$\log L\left(\theta\right)=-\frac{T}{2}\log\left(2\pi\right)-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\log\left[h_t\left(\theta\right)\right]-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\frac{\left[y_t-m_t\left(\theta\right)\right]^2}{h_t\left(\theta\right)}$$

$h_t(\theta)$: تمثل التباين الشرطي.

بتطبيق هذه الصيغة في حالة نموذج انحدار خطي بسيط ذو خطأ ARCH :

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t\left(\theta\right)} \quad \text{avec} \quad z_t\ N.i.d\left(0,1\right)$$

$$E\left(\varepsilon_t|\underline{\varepsilon_{t-1}}\right)=0 \qquad V\left(\varepsilon_t/\underline{\varepsilon_{t-1}}\right)=\alpha_0+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2$$

في هذه الحالة :

$$E\left(Y_t|\underline{Y_{t-1}},X_t\right)=m_t(\theta)=X_t\beta$$

$$V\left(Y_t|\underline{Y_{t-1}},X_t\right)=h_t(\theta)=\alpha_0+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\left(Y_{t-i}-\beta X_{t-i}\right)^2$$

$$\theta=(\beta,\alpha_0,\alpha_1,..,\alpha_q)\in\mathbb{R}^{q+2}.$$

إذن لوغاريتم دالة المعقولية العظمى تكتب :

$$\begin{aligned}\log L(\theta) &= -\frac{T}{2}\log(2\pi)-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\log\left[\alpha_0+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\left(Y_{t-i}-\beta X_{t-i}\right)^2\right]\\ &\quad -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(y_t-X_t\beta)^2\times\left[\alpha_0+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\left(Y_{t-i}-\beta X_{t-i}\right)^2\right]^{-1}\end{aligned}$$

نستطيع بسهولة استنتاج الصيغة CPO التي تعرف لنا المقدرات MV أو PMV حسب الحالات.

– إن المقدرات MV (أو PMV) تحت فرضية التوزيع الطبيعي (نرمز لها $\hat{\theta}$. $\theta\in R^k$) تحقق في مجملها نظـــام غـــير خطي يتكون من k معادلة :

$$\left.\frac{\partial\log L(\theta)}{\partial\theta}\right|_{\theta=\hat{\theta}}=0$$

مع :

$$\begin{aligned}\left.\frac{\partial\log L(\theta)}{\partial\theta}\right|_{\theta=\hat{\theta}} &= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\frac{1}{h_t\left(\hat{\theta}\right)}\left.\frac{\partial h_t(\theta)}{\partial\theta}\right|_{\theta=\hat{\theta}}+\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\frac{\left[y_t-m_t\left(\hat{\theta}\right)\right]^2}{h_t\left(\hat{\theta}\right)^2}\left.\frac{\partial h_t(\theta)}{\partial\theta}\right|_{\theta=\hat{\theta}}\\ &\quad+\sum_{t=1}^{T}\left[\frac{y_t-m_t\left(\hat{\theta}\right)}{h_t\left(\hat{\theta}\right)}\right]\left.\frac{\partial m_t(\theta)}{\partial\theta}\right|_{\theta=\hat{\theta}}\end{aligned}$$

ملاحظة (3-7) :

إن هذا النظام يمكن أن يُقَسَّم إلى نظامين جزئيين، حسب المعالم θ الداخلة بشكل منفصل في صـــياغة المتوســـط والتباين الشرطيين، كذلك إذا كان لدينا $\theta=(\alpha\beta)'$، حيث α معالم التابعة للمتوسط الشرطي، و β للتباين الشرطي، فإنه :

$$\left.\frac{\partial\log L(\alpha)}{\partial\alpha}\right|_{\theta=\hat{\theta}}=\sum_{t=1}^{T}\left[\frac{y_t-m_t(\hat{\alpha})}{h_t\left(\hat{\beta}\right)}\right]\left.\frac{\partial m_t(\alpha)}{\partial}\right|_{\alpha=\hat{\alpha}}$$

$$\left.\frac{\partial\log L(\beta)}{\partial\beta}\right|_{\theta=\hat{\theta}}=-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\frac{1}{h_t\left(\hat{\beta}\right)}\left.\frac{\partial h_t(\beta)}{\partial\beta}\right|_{\theta=\hat{\theta}}+\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\frac{\left[y_t-m_t(\hat{\alpha})\right]^2}{h_t\left(\hat{\beta}\right)^2}\left.\frac{\partial h_t(\beta)}{\partial\beta}\right|_{\beta=\hat{\beta}}$$

– تحت عدة شروط وضوابط تعديليه نجد أن المقدر PMV متقارب وطبيعي (asymptotiquement convergent et normal) :

$$\sqrt{T}\left(\hat{\theta}-\theta\right)\xrightarrow[T\to\infty]{d}N\left(0,J^{-1}IJ^{-1}\right)$$

أما مصفوفة التباين– التباين المشترك المقاربة للمقدر PMV فإنها تُحسّب من خلال:

$$J=E_0\left[-\frac{\partial^2\log L(\theta)}{\partial\theta\partial\theta'}\right]\qquad I=E_0\left[\frac{\partial\log L(\theta)}{\partial\theta}\frac{\partial\log L(\theta)}{\partial\theta'}\right]$$

حيث E_0 يمثل المتوسط المأخوذ حسب اختلاف القانون.

في الحالة التطبيقية : المصفوفتان I و J تُقَدَّرَان مباشرة باستبدال المتوسط E_0 بالمتوسط التجريبي (moyenne empirique) والمعلم (غير المعروف) θ بالمقدر المتقارب (estimateur convergent) $\hat{\theta}$، وكذلك باستعمال :

$$\hat{I} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \frac{\partial \log L(\theta)}{\partial \theta}\bigg|_{\theta=\hat{\theta}} \frac{\partial \log L(\theta)}{\partial \theta'}\bigg|_{\theta=\hat{\theta}}$$

$$\hat{J} = -\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \frac{\partial^2 \log L(\theta)}{\partial \theta \partial \theta'}\bigg|_{\theta=\hat{\theta}}$$

ومن التباين المقدر لــ $\hat{\theta}$ يحقق:

$$Var\left[\sqrt{T}\left(\hat{\theta}-\theta\right)\right] = \hat{J}^{-1}\hat{I}\hat{J}^{-1}$$

– في حالة $J = I$ (Maximum de Vraisemblance) تصبح مصفوفة التباين– التباين المشترك المقارِبَة من الشكل :

$$Var\left[\sqrt{T}\left(\hat{\theta}-\theta\right)\right] = J^{-1}$$

ملاحظة (3-8): في حالة MV لما يكون بالإمكان فصل معالم المتوسط الشرطي والتباين الشرطي، نستطيع أن نبين :

$$Var\left[\sqrt{T}\left(\hat{\beta}-\beta\right)\right] = \left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\frac{1}{2h_t\left(\hat{\beta}\right)^2}\frac{\partial h_t(\beta)}{\partial \beta}\bigg|_{\beta=\hat{\beta}}\frac{\partial h_t(\beta)}{\partial \beta'}\bigg|_{\beta=\hat{\beta}}\right]^{-1}$$

2-1 الإجراء AUTOREG من أجل التقدير بطريقتي MV و PMV :

. La procédure AUTOREG : estimation par MV et PMV

لتقدير نموذج من نوع ARCH/GARCH تحت فرضية التوزيع الشرطي الطبيعـــي (distribution conditionnelle normale) بواسطة طريقة المعقولية العظمى نستعمل الإجراء AUTOREG.

مثال (3-3): نهدف الآن لتقدير نموذج انحـــدار ذاتي مـــن الرتبـــة 2 للوغـــاريتم العائـــد $dlsp_t$ الخـــاص بالمؤشـــر SP500 (Standard and Poor's)، مع نموذج GARCH(1,3) للتباين الشرطي للبواقي، (حيث أن المعلم المرافق لــــ ARCH(2) معدوم) ، بفرض أن التوزيع غير طبيعي، لكن ينتمي إلى عائلة التوزيعات (القوانين) الأسية les lois exponentielles (Gamma, Poisson etc..)، ويحقق كل الشروط التعديلية لــ PMV المذكورة أعلاه.

$$dlsp_t = c + \phi_1 dlsp_{t-1} + \phi_1 dlsp_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \qquad z_t\ i.i.d(0,1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_3\varepsilon_{t-3}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

تحت الفرضية السابقة لتوزيع Z_t ، نستطيع أن نستعمل طريقة التقدير PMV بواسطة برنامج SAS، من أجل ذلـــك نستعين بالإجراء AUTOREG (بواسطة التعليمة DIST=NORMAL) .

وهذا يصبح البحث الآن في تعظيم دالة المعقولية المبنية على إسقاط فرضية التوزيع الطبيعي، لكن قبل هذا لابد مـــن تهيئة صيغ مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالم (من خلال التعليمة COVEST=QML).

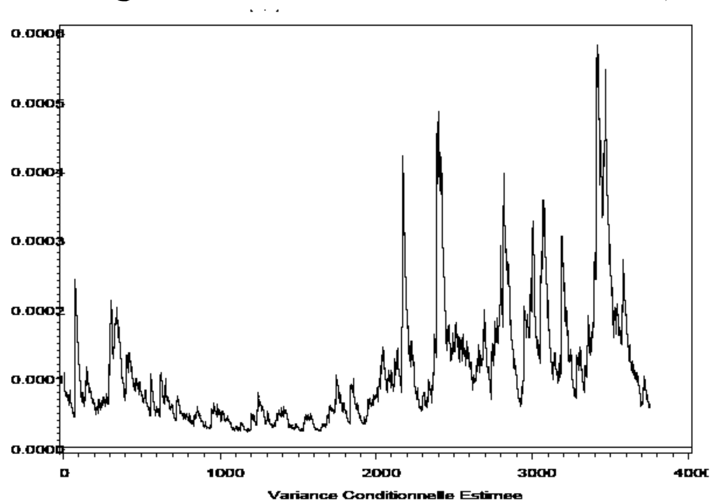
من خلال تقدير نموذج من نوع ARCH/GARCH الأداة AUTOREG تسمح أيضا وبسهولة إعادة بناء التباينات الشرطية المقدرة، البواقي، والبواقي الطبيعية (les résidus normalisés.).

مثال (3-4) : نعتبر نموذج GARCH(1,1) لنفس متغير المثال السابق، تحت فرضية التوزيع الطبيعي لـــ Z_t :

$$dlsp_t = c + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \qquad z_t\ N.i.d\,(0,1)$$
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

يبين الشكل التالي التباينات الشرطية المقدرة لهذا النموذج :

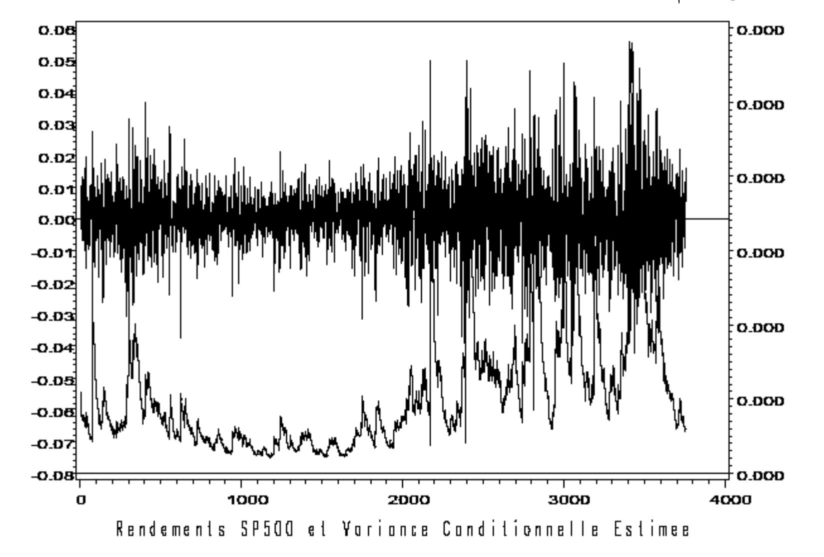
الشكل رقم 3-8 : منحنى التباينات الشرطية المقدرة لنموذج GARCH(1,1):



المصدر : المصدر : Christophe HURLIN, Op-cit, p37.

كما يمكن تمثيل عائدات المؤشر SP500 في نفس المنحنى (من أجل المقارنة) :

الشكل رقم (3-9) : مقارنة بين التباينات الشرطية المقدرة عائدات المؤشر SP500



المصدر : Christophe HURLIN, Op-cit, p39.

2- التنبؤ ومجالات الثقة :

حسب ما أشار إليه Gouriéroux سنة 1992م بأن الطرق الممكنة لتقدير التباين الشرطي ترتكز على اقتراح مجالات ثقة للمتغير المُفَسَّر(variable endogène) مبنية على عدم وضع صفة الثبات (l'invariance) مع الزمن للعـــزوم مـــن الرتبة 2.

لهذا يمكن القول أن الفرق الأساسي بين نمذجة ARMA وARCH يكمن في أن مجال الثقة للأولى مبني على تبـــاين ثابت مع الزمن، وهذا مالا نجده في نموذج ممثل بـــ ARCH/GARCH للبواقي.

- لنعتبر نموذج ARMA مع أخطاء GARCH، المعرف كما يلي :

$$\begin{cases} \phi(L)Y_t = \theta(L)\varepsilon_t \\ ou \quad \varepsilon_t/\underline{\varepsilon_{t-1}} \sim N(0, h_t) \\ h_t = c + \sum^{p} a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} b_j h_{t-j} \end{cases}$$

- هناك طريقتين مختلفتين لتحليل هذا النموذج[1] :

أ)- الأولى تتمثل في الطرق الكلاسيكية في تقدير وتحليل السيرورة ARMA، أي كما لو أن لدينا معطيات مشـــروطة بتجانس تباينات الأخطاء. وتكون هنا مقدرات معاملات كثيرات الحدود ϕ ، θ متقاربة (convergents). في هذه الحالة التنبؤ بأفق واحد لـــ Y_t، ونعني به المتغيرات : $\hat{Y}_t = \left[\frac{\hat{\phi}(L)}{\hat{\theta}(L)} - 1\right] Y_t$، تكون تحت شروط تعديلية غير متحيزة.

- حيث : $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t - \hat{Y}_t\right)^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_t^2$.

- أما مجالات التنبؤ فهي : $\left[\hat{Y}_t \pm 2\hat{\sigma}\right]$ (نهمل أثر مقدرات ϕ و θ). $\hat{\sigma}^2$هي مقدر متقارب لـــ :

$$\begin{aligned} E\left[Y_t - E\left(Y_t/\underline{Y_{t-1}}\right)\right]^2 &= EE\left[\left[Y_t - E\left(Y_t/\underline{Y_{t-1}}\right)\right]^2 \ /\underline{Y_{t-1}}\right] \\ &= E\,V\left(Y_t/\underline{Y_{t-1}}\right) \\ &= E\,h_t \end{aligned}$$

- أي القيمة المتوسطة لسرعة التقلبات، وهي في حالة خاصة مستقلة عن اللحظة t للتنبؤ، لما تكون كل مجالات التنبؤ لديها نفس الطول.

ب)- وطبقا للطريقة الثانية للتحليل يمكن أخذ بعين الاعتبار نموذج تطور سرعة التقلبات وتطبيق خطـــوات التقـــدير المخصصة لنماذج ARCH.

- وإذا كانت $\hat{\hat{\theta}}, \hat{\hat{\phi}}$ تمثلان نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة على الترتيب، فإن التنبؤ بأفق واحد لـــ Y_t يكون معطى بالمتغيرات :

$$\hat{\hat{Y}}_t = \left[\frac{\hat{\hat{\phi}}(L)}{\hat{\hat{\theta}}(L)} - 1\right] Y_t$$

هذا الأخيرة تكون تحت شروط تعديلية غير متحيزة. وفي هذه الحالة مجالات التنبؤ تحسب من العلاقة :

$\left[\hat{\hat{Y}}_t \pm 2\hat{h}_t\right]$، حيث $\hat{h}_t$: تقدير سرعة التقلبات في اللحظة t. إذن طول مجالات التنبؤ هنا مرتبط بالزمن t.

---

[1] Jean-Jacques Droesbeke ,Bernard Fichet, Philippe Tassi, Op-cit ,P82.

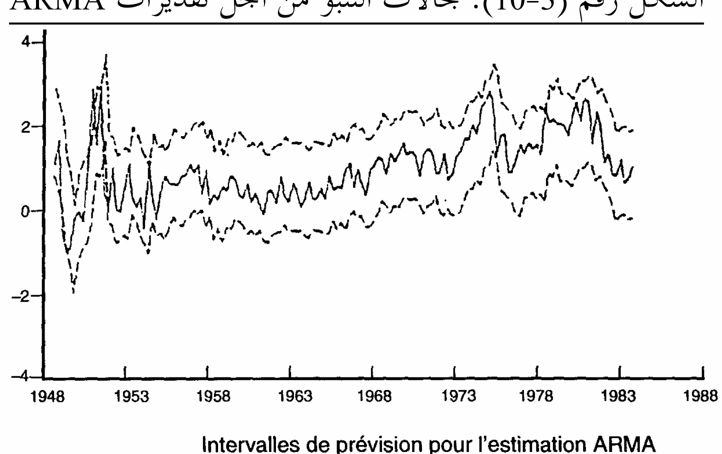
مثال (**3-5**) : من أجل إيضاح الأفكار السابقة نتناول الآن تحليل معدل التضخم في الولايات المتحدة الأمريكية π_t، المعطى بواسطة بيانات فصلية من 1948.2إلى 1983.4، بمجموع 143 مشاهدة.

1. إن استعمال الأدوات المعيارية للسلاسل الزمنية تقودنا إلى تعريف النموذج على الشكل :

$$\begin{cases} \pi_t = \underset{(3.00)}{0.240} + \underset{(6.65)}{0.552}\pi_{t-1} + \underset{(1.99)}{0.177}\pi_{t-2} + \underset{(2.58)}{0.232}\pi_{t-3} - \underset{(2.61)}{0.209}\pi_{t-4} + \varepsilon_t \\ h_t = \underset{(8.29)}{0.282} \end{cases}$$

وإلى قيم تنبؤية ومجالات تنبؤا ممثلة في الشكل التالي :

الشكل رقم (3-10): مجالات التنبؤ من أجل تقديرات ARMA



Intervalles de prévision pour l'estimation ARMA

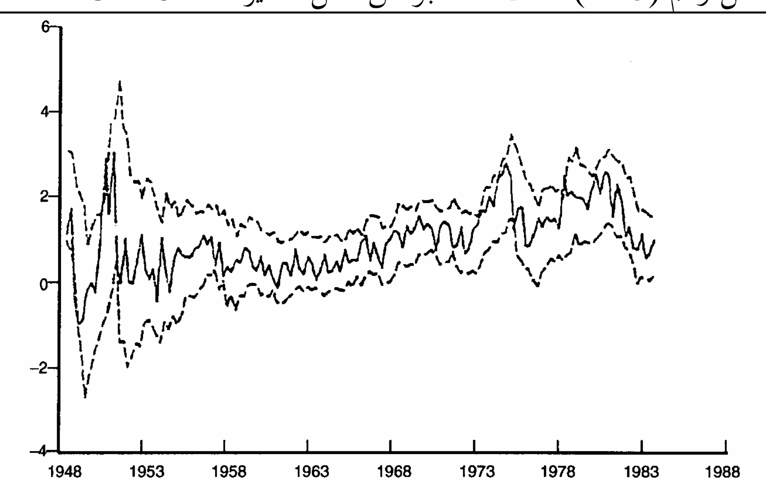
المصدر : Jean-Jacques Droesbeke ,Bernard Fichet, Philippe Tassi, Op-cit ,P82.

2. وباستعمال نموذج ARMA-GARCH نسمح بوضع أثر عدم تجانس تباين الأخطاء بشكل بديهي، وفي هـــذه الحالة ينتج لدينا :

$$\begin{cases} \pi_t = \underset{(2.35)}{0.141} + \underset{(5.34)}{0.433}\pi_{t-1} + \underset{(2.08)}{0.299}\pi_{t-2} + \underset{(4.53)}{0.349}\pi_{t-3} - \underset{(1.56)}{0.162}\pi_{t-4} + \varepsilon_t \\ h_t = \underset{(1.17)}{0.007} + \underset{(1.93)}{0.135}\varepsilon_{t-1}^2 + \underset{(12.19)}{0.829}h_{t-1} \end{cases}$$

وتكون هنا مجالات التنبؤ ذات أطوال أكبر بلحظات، أين تكون التنبؤات بأكثر تغيرات (أنظر الشكل رقم (3-11)).

الشكل رقم (3-11): مجالات التنبؤ من أجل تقديرات ARMA-GARCH



Intervalles de prévision pour l'estimation ARMA-GARCH

المصدر : Jean-Jacques Droesbeke ,Bernard Fichet, Philippe Tassi, Op-cit ,P82.

من خلال هذا المثال نستطيع استخراج النقاط التالية :

أ. مراكز مجالات التنبؤ تقريبا هي نفسها في الطريقتين (1) و(2).

ب. القيمة المتوسطة لسرعة التقلبات من أجل النموذج ARMA-GARCH تساوي :

$$E\,h_t = \frac{0.007}{1-0.135-0.829} = 0.195$$

– وهي لا تختلف معنويا على القيمة 0.282 المستخرجة من الطريقة المعيارية (الأولى).

ج. المعاملات الملخصة لديناميكية سرعة التقلبات : $0.135+0829=0.964$

د. المجموع قريب من القيمة المحدودة 1 المتعلقة بعدم وجود عزوم من الدرجة الثانية.

المبحث الثالث : النماذج المستخرجة عن الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء

بعد صياغة نماذج ARCH استمرت الدراسات القياسية في مجال النمذجة غير الخطية، وتحت شروط عدم تجانس تباين الأخطاء، وهذا ما ساعد على استحداث عدة نماذج جديدة، منها :

المطلب الأول: امتدادات نماذج ARCH/GARCH الخطية Extension des modèles ARCH /GARCH linéaires

1- نماذج ARMA-GARCH :

أشار Weiss سنة 1986م إلى إمكانية إدخال على التباين الشرطي تأثيرات إضافية (effets additionnels) للمتغير المُفَسَّر ، حيث أن من خواص نمذجة GARCH أنها تسمح بإضافة هذه القوى سواءًا من خلال المتوسط الشرطي، أو من خلال التباين الشرطي.

– فمثلا يمكن لنا أن نتصور نموذج ARMA حيث يكون التباين غير الشرطي لــY له تأثير على التباين الشرطي :

$$\Phi(L)\,y_t = \Theta(L)\,\varepsilon_t$$

$$E\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = 0$$

$$V\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = c + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \gamma_0 \left[E\left(y_t / y_{t-1}\right)\right]^2 + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j y_{t-j}^2$$

2- نماذج GARCH-M :

اقترح كل من Engle، Lilien وRobbins سنة 1987م نماذج GARCH-M أين يكون التباين الشرطي عبارة عن متغير مُفَسِّر للمتوسط الشرطي. ومنه يصبح هذا النوع من النماذج مهيأ لوصف تأثير سرعة التقلبات على عائد السندات (l'influence de la volatilité sur le rendement des titres) .

– ونقول أن السيرورة y_t تحقق النموذج GARCH-M الخطي للتباين الشرطي إذا وفقط إذا كان :

$$y_t = x_t b + \delta h_t + \varepsilon_t = x_t b + \delta V\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t} \quad z_t \; i.i.d.\,(0,1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$

حيث :

$$E\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = 0 \;\; et \;\; V\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = h_t.$$

يمكن تشخيص عدة أوجه مختلفة للعلاقة بين المتغير التابع y_t والتباين الشرطي، من بينها الحالات التالية :

الصيغة الخطية :

$$y_t = x_t b + \delta h_t + \varepsilon_t$$

صيغة اللوغاريتم-الخطي :

$$y_t = x_t b + \delta \log\left(h_t\right) + \varepsilon_t$$

صيغة الجذر التربيعي :

$$y_t = x_t b + \delta \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$$

3- نماذج IGARCH :

أُقترحت هذه النماذج من طرف Engle وBollerslev (1986م). وهي متعلقة بحالة وجود جذر وحدوي (racine unitaire) في سيرورة التباين الشرطي، لهذا تُمَيَّز بأن لها تأثير ثابت في التباين (effet de persistence)، وهذا يعني أن كل صدمة (choc) على التباين الشرطي الحالي سوف تنعكس على كل القيم المستقبلية المتوقعة (prévues)، حسب Gourieroux (1992م) إن دراسة الاستقرارية (من الرتبة الثانية) لسيرورة GARCH تقتضي بيان أن يكون التباين غير الشرطي مستقل بشكل تقريبي (asymptotiquement) عن الزمن، السيرورة ε_t فرق تضعيف (différence de martingale).

$$V\left(\varepsilon_t\right) = V\left[E\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right] + E\left[V\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right)\right] = E\left(h_t\right)$$

فإذا كان لدينا نموذج GARCH(p,q) من الشكل :

$$V\left(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$

حيث : $: \forall i = 1,....,q \quad \alpha_0 \geq 0 \,, \alpha_i \geq 0$ و $: \forall j = 1,....,p \quad \beta_j \geq 0$

يكون هذا النموذج مستقر من الرتبة الثانية إذا تحقق :

$$\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_j < 1$$

- نقول أن السيرورة ε_t تحقق النموذج IGARCH(p,q) إذا كان :

$$V\left(\varepsilon_t/\underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i}$$

$avec\ \alpha_0 \geq 0,\ \alpha_i \geq 0\ pour\ i = 1,..,q\ et\ \beta_j \geq 0,\ j = 1,..,p\ et$

$$\sum_{i=1}^{q}\alpha_i + \sum_{j=1}^{p}\beta_j = 1$$

- المثال الأكثر سهولة المقترح من طرف Neslon سنة 1990م عن هذه النماذج هو IGARCH(1,1) :

$$V\left(\varepsilon_t/\underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad \text{avec}\ \alpha_1 + \beta_1 = 1$$

من أجل هذه السيرورة، التنبؤ بالتباين الشرطي لعدة فترات k يكون من الشكل :

$$E\left(h_{t+k}/\underline{\varepsilon_t}\right) = (\alpha_1 + \beta_1)^k h_t + \alpha_0 \sum_{i=0}^{k-1}(\alpha_1 + \beta_1)^i$$

- ❖ لما $\alpha_1 + \beta_1 < 1$: السيرورة ε_t مستقرة و لها صدمة على التباين الشرطي h_t بتأثير تناقصي مهمل (négligeable) على h_{t+k} حالة k يؤول إلى ∞.
- ❖ ولما $\alpha_1 + \beta_1 = 1$: يكون لدينا: $E\left(h_{t+k}/\underline{\varepsilon_t}\right) = h_t + \alpha_0 k$

نلاحظ أنه بوجود الثابت، $E\left(h_{t+k}/\underline{\varepsilon_t}\right)$ يتباعد (diverge) بواسطة k، هذه الخصائص نجدها في التنبؤ على نموذج سير عشوائي (marche aléatoire). و يمكن تحديد هذه الخصائص باستبدال ε_t بالصيغة $z_t\sqrt{h_t}$، حيث z_t تشويش أبيض.

- أعطى Neslon (1990م) شرط الاستقرارية بشكل دقيق لنماذج GARCH(p,q) على النحو التالي :

تكون السيرورة $\left(h_t^*, \varepsilon_t^*\right)$ المعرفة من الشكل :

$$h_t^* = \alpha_0\left[1 + \alpha_0\sum_{k=0}^{\infty}\sum_{i=1}^{k}\left(\beta_1 + \alpha_1 z_{t-i}^2\right)\right] \simeq h_t \quad \varepsilon_t^* = z_t\sqrt{h_t^*}$$

مستقرة بشكل مطلق ، إذا تحقق الشرط : $E\left[Log\left(\beta_1 + \alpha_1 z_t^2\right)\right] < 0$

- وفي سنة 1996م أشار كل من Ding وGranger إلى إمكانية تقريب الارتباطات الذاتية للسيرورة μ_t^2 إلى النحو :

$$\rho_k = \frac{1}{3}\left(1 + 2\alpha_1\right)\left(1 + 2\alpha_1^2\right)^{-\frac{k}{2}}$$

- حيث تمثل μ_t تجديدات السلسلة ε_t^2 : $\mu_t = \varepsilon_t^2 - V\left(\varepsilon_t/\underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = \varepsilon_t^2 - h_t$

ومنه فإن هذه الارتباطات تأخذ شكل تناقص أسي (décroissance exponentielle) مطابق للسيرورات المستقرة، وهو ما يناقض النتيجة المتوصل إليها فيما يخص الارتباطات الذاتية للسيرورات المكاملة من أمل رياضي (processus intégrés en espérance)، وبتعبير أخر فإن الملاحظة ذات تناقص متمهل (lente)، في هذه الدالة تؤخذ بالاعتبار بواسطة النمذجة IGARCH.

المطلب الثاني نماذج ARCH / GARCH غير المتناظرة Modèles ARCH / GARCH asymétriques

إن من أهم المقاربات التي تغطي النماذج ARCH غير الخطية (non linéaires) تلك التي تأخذ في الحسبان الظواهر غير المتماثلة أو غير المتناظرة (les phénomènes asymétries)، وترتكز على فكرة بسيطة هي أن مفعول (تأثير) عدم التجانس (l'effet hétéroscédastique) يختلف هنا حسب كون إشارة الخطأ السابق (موجبة أو سالبة)، حيث نجد مجموعتين من هذه النماذج :

- ❖ نماذجEGARCH : .(Exponential Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedastic)

حيث من خلالها اهتم Nelson (1991م) بالتطور غير المتماثل (غير المتناظر) للتباين(évolutions asymétriques de la variance).

- ❖ نماذجTARCH (les models ARCH à seuils) : أو ما يعرف بنماذج ARCH ذات الحدود التي اقترحها كل من Engle و Bollerslev (1986م)، وفي سنة 1991م عَمَّمَ كل من Rabemananjara و Zakoian هذه النماذج لتصبح تسمى نماذج TGARCH.

1- نماذجEGARCH : (Exponential Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedastic)

نقول أن السيرورة ε_t توافق السيرورة GARCH الأسية (le processus Exponential GARCH) أو EGARCH(p,q) إذا وفقط إذا كان :

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$$

$$\log\left(h_t\right) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\, g\left(z_{t-i}\right) + \sum_{i=1}^{p}\beta_i \log\left(h_{t-i}\right)$$

- حيث z_t تشويش أبيض و g(.) دالة تحقق :

$$g\left(z_{t-i}\right) = \theta\, z_{t-i} + \gamma\left(\left|z_{t-i}\right| - E\left|z_{t-i}\right|\right)$$

- بوضع $a_i = \theta\alpha_i$ و $b_i = \alpha_i\gamma$ ، يصبح التباين الشرطي لـ ε_t من الشكل :

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i z_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} b_i\left(\left|z_{t-i}\right| - E\left[\left|z_{t-i}\right|\right]\right) + \sum_{i=1}^{p}\beta_i \log\left(h_{t-i}\right)$$

- في حالة السيرورة EGARCH(1,1) يكون لدينا الشكل :

$$\log(h_t) = \alpha_0 + a_1 z_{t-i} + b_1\left(\left|z_{t-1}\right| - E\left[\left|z_{t-1}\right|\right]\right) + \beta_1 \log\left(h_{t-1}\right)$$

- يُلاحظ جليا أن القيمة $E\left[\left|z_t - 1\right|\right]$ مرتبطة بقانون المفروض لـ z_t من خلال التوزيعات التالية :

$$E\left[\left|z_t\right|\right] = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad \text{Loi Gaussienne}$$

$$E\left[\left|z_t\right|\right] = 2\frac{\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)\sqrt{v-2}}{\sqrt{\pi}\,(v-1)\,\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \quad \text{Loi de Student}\,(v)$$

$$E\left[|z_t|\right] = \frac{4\xi^2\Gamma\left(\frac{1+v}{2}\right)\sqrt{v-2}}{\left(\xi+\frac{1}{\xi}\right)\sqrt{\pi}\left(v-1\right)\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)}$$ **Loi de Student dissymétrique paramétrée en ξ**

$$E\left[|z_t|\right] = \frac{\Gamma\left(\frac{2}{v}\right)}{\sqrt{\Gamma\left(\frac{1}{v}\right)\Gamma\left(\frac{3}{v}\right)}}$$ **Loi GED de paramètre v**

2- نماذج GJR-GARCH :

قام بصياغة هذه النماذج الجديدة كل من Glosten، Jagannathan و Runkle (لذلك سميت بـ GJR-GARCH) سنة 1993م. وذلك بالأخذ في الحساب القدوم المفاجئ وغير المتوقع للأحداث (la survenue d'un évènement)، وهذا بإدخال متغير مفسر جديد مبني على ضرب دليل (indicatrice) الحادثة في المتغير المبدئي.

- حيث نقول أن السيرورة ε_t توافق النموذج GJR-GARCH(p,q) إذا وفقط إذا كان :

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\left(\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0}\,\varepsilon_{t-i}^2\right) + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i}$$

$\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0}$: تمثل الدالة المُمَيِّزة (la fonction indicatrice) بحيث :

$$\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0} = 1 \;si\; \varepsilon_{t-i} < 0 \;\; et\; \mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0} = 0 \;\; sinon.$$

لنقدم الآن الحالة البسيطة لسيرورة GJR-GARCH(1,1) :

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-1}<0}\,\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

ونستطيع كتابة هذا الأخير أيضا حسب العبارة :

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_{pos}\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-1}\geq 0}\,\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_{neg}\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-1}<0}\,\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

التي تسمح بقراءة مباشرة العوامل التخصيصية (spécifiques) للبواقي الموجبة ($\alpha_{pos} = \alpha_1$)، أو السالبة ($\alpha_{neg} = \alpha_1 + \gamma_1$).

3- نماذج APARCH (1993م):

كان لـ Ding ، Granger و Engle (1993م) الفضل في إدخال هذا النوع من النماذج، التي أثارت اهتماما خاصا على غيرها . ونقول أن السيرورة ε_t توافق النموذج APARCH(p,q) إذا وفقط إذا كان :

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$$

$$\sigma_t^{\delta} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\left(|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i\varepsilon_{t-i}\right)^{\delta} + \sum_{i=1}^{p}\beta_i\sigma_{t-i}^{\delta}$$

حيث : $\sigma_t = \sqrt{h_t}$ الانحراف المعياري الشرطي لـ ε_t و Z_t تشويش أبيض.

– تكون σ_t موجبة إذا تحققت الشروط التالية :

$$\alpha_0 > 0,\ \alpha_i \geq 0\ et\ -1 < \gamma_i < 1, i = 1, \ldots, q,\ \beta_i \geq 0, i = 1, \ldots, p,\ \delta > 0.$$

– أما عن استقرارية السيرورة APARCH(p,q) فإنها تتطلب أن يكون :

$$\sum_{i=1}^{q} \alpha_i E\left[(|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^{\delta}\right] + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^{\delta} < 1$$

– في حالة النموذج APARCH(1,1) فإننا نجد :

$$\sigma_t^{\delta} = \alpha_0 + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma_1 \varepsilon_{t-1})^{\delta} + \beta_1 \sigma_{t-1}^{\delta}$$

– نلاحظ أن :

- ❖ السيرورة APARCH(1,1) متعلقة بالسيرورة ARCH لما : $\beta_1 = 0$ ، $\gamma_1 = 0$ ، $\delta = 2$
- ❖ السيرورة APARCH(1,1) متعلقة بالسيرورة GARCH لما : $\gamma_1 = 0$ ، $\delta = 2$
- ❖ السيرورة APARCH(1,1) متعلقة بالسيرورة GJR-ARCH لما : $\delta = 2$

– يمكن كتابة العبارة $E\left[(|\varepsilon_t| - \gamma_i \varepsilon_t)^{\delta}\right]$ بصيغة مغايرة، على النحو:

$$E\left[(|\varepsilon_t| - \gamma_i \varepsilon_t)^{\delta}\right] = h_t^{\frac{\delta}{2}} E\left[(|z_t| - \gamma_i z_t)^{\delta}\right]$$

– وإذا كان z_t تشويش أبيض، فإنه يمكن كتابة نفس العبارة (من أجل توزيع ستودنت بـــدرجة حرية ν):

$$E\left[(|z_t| - \gamma_1 z_t)^{\delta}\right] = \left\{\xi^{-(1+\delta)} (1+\gamma_1)^{\delta} + \xi^{1+\delta} (1-\gamma_1)^{\delta}\right\} \frac{\Gamma\left(\frac{\delta+1}{2}\right) \Gamma\left(\frac{v-\delta}{2}\right) (v-2)^{\frac{1+\delta}{2}}}{\left(\xi + \frac{1}{\xi}\right) \sqrt{\pi (v-2)} \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)}$$

– ومن أجل توزيع GED للمعلمة ν :

$$E\left[(|z_t| - \gamma_i z_t)^{\delta}\right] = \left\{(1+\gamma_1)^{\delta} + (1-\gamma_1)^{\delta}\right\} 2^{\frac{\delta-\nu}{\nu}} \frac{\Gamma\left(\frac{\delta+1}{\nu}\right)}{\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)} \left\{\frac{\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right) 2^{\frac{-2}{\nu}}}{\Gamma\left(\frac{3}{\nu}\right)}\right\}^{\frac{\delta}{2}}$$

4– نماذج VS-GARCH (1997م):

نستطيع إعطاء تعميم لنماذج GJR-GARCH بواسطة النماذج VS-GARCH ، المقترحة من طـــرف Fornari وMele (1996–1997م) أين جميع العوامل تتغير حسب النظام (régime)، وليس فقط عوامل مربعات التجديدات الماضية.

– ونقول أن السيرورة ε_t تحقق النموذج VS-GARCH(1,1) إذا وفقط إذا كان :

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}$$

$$\begin{aligned} h_t \; = \; & \left(\omega_{pos} + \alpha_{pos}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{pos} h_{t-1}\right)\left(1 - \mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0}\right) \\ & + \left(\omega_{neg} + \alpha_{neg}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{neg} h_{t-1}\right)\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0} \end{aligned}$$

$\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0}$: تمثل الدالة المُمَيِّزة (la fonction indicatrice) بحيث :

$$\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0} = 1\ si\ \varepsilon_{t-i} < 0\ et\ \mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0} = 0\ sinon.$$

– التباين غير الشرطي لـــ ε_t معطى بالعلاقة:

$$\sigma_\varepsilon^2 = E\left(\varepsilon_t^2\right) = \frac{\left(\omega_{pos} + \omega_{neg}\right)/2}{1 - \left(\alpha_{pos} + \alpha_{neg}\right)/2 - \left(\beta_{pos} + \beta_{neg}\right)/2}$$

5- نماذج TARCH و نماذج TGARCH :

يوجد وجه أخر من النماذج غير المتناظرة، هي من سلالة نماذج TAR التي تطرقنا لها في بداية هذا الفصل، تســـمى نماذج TARCH[1] ونماذج TGARCH المقترحة من طرف Zakoian في سنتي 1991 و 1994م على الترتيب.

– ونقول أن السيرورة ε_t تحقق النموذج TGARCH(1,1) إذا وفقط إذا كان :

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$$

$$\sqrt{h_t} = \alpha_0 + \alpha_{pos}\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-1}\geq 0}\,\varepsilon_{t-1} + \alpha_{neg}\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-1}<0}\,\varepsilon_{t-1} + \beta_1\sqrt{h_{t-1}}$$

$\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0}$: تمثل الدالة المُمَيِّزة (la fonction indicatrice) بحيث :

$$\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0} = 1 \;\; si \;\; \varepsilon_{t-i} < 0 \;\; et \;\; \mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i}<0} = 0 \;\; sinon.$$

6- نماذج QGARCH (1995م):

اقترحت نماذج QGARCH[2] التربيعية من طرف Engle و Ng (1993م)، وSentana (1995م)، وهـــي كـــذلك تفترض صفة اللاتناظر في إجابة سرعة التقلبات الشرطية (la réponse de la volatilité conditionnelle) للتجديدات.

– ونقول أن السيرورة ε_t تحقق النموذج QGARCH(1,1) إذا وفقط إذا كان :

$$\varepsilon_t = z_t\sqrt{h_t}$$

$$h_t = \alpha_0 + \gamma_1\varepsilon_{t-1} + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

إذن التباين الشرطي هنا معرف بشكل تربيعي لـــ ε_{t-1}.

ملاحظة (3-8):

الشكل التربيعي $f\left(\varepsilon_{t-1}\right) = \gamma_1\varepsilon_{t-1} + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2$ يأخذ أقل قيمة له عند $-\frac{\gamma_1}{2\alpha_1}$، ومن موضع أخر بيّن Sentana (1995م) أن شروط الاستقرارية هنا تبقى نفسها المستخرجة حالة نماذج GARCH. أي :

$$\alpha_1 + \beta_1 < 1.$$

– وعلاوة على ذلك، وبما أن u تمثل سيرورة ممركزة، فإن أملها غير الشرطي هو أيضـــا نفســـه المســـتخرج حالـــة GARCH.

[1] T ترمز إلى "Threshold" .
[2] Q ترمز إلى " Quadratic"

7- نماذج LSTGARCH (1998م) ونماذج ANSTGARCH (1999م):

بواسطة نماذج GJR-GARCH نستطيع نمذجة نظامين للتباين الشرطي، حيث يكون اختيار نظام من أخر حسب إشارة التجديد الماضي (l'innovation passée) .حيث :

إذا كان $u_{t-1} > 0$. فإن: $h_t = \alpha_0 + \alpha_{pos} u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$.

إذا كان $u_{t-1} \leq 0$. فإن: $h_t = \alpha_0 + \alpha_{neg} u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$.

وفي سنة 1998م أدرج Gonzales وRivera دالة انتقال منطقية (fonction de transition du type logistique) بواسطة النماذج LSTGARCH[1] ، التي – إذا وضعنا $p = q = 1$ من أجل التبسيط- تُعرِّف h_t على النحو:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_{pos} u_{t-1}^2 \left[\Lambda\left(\theta u_{t-1}\right)\right] + \alpha_{neg} u_{t-1}^2 \left[1 - \Lambda\left(\theta u_{t-1}\right)\right] + \beta_1 h_{t-1}$$

مع : $\Lambda\left(\theta u_{t-1}\right) = \dfrac{1}{1 + \exp\left(-\theta u_{t-1}\right)} \, , \theta > 0$

ويمكن كتابة h_t أيضا من الشكل :

$$h_t = \alpha_0 + \left(\alpha_{pos}\Lambda\left(\theta u_{t-1}\right) + \alpha_{neg}\left[1 - \Lambda\left(\theta u_{t-1}\right)\right]\right) u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

أين يشكل معامل التجديد الماضي توفيقه خطية (combinaison linéaire) للعوامل المتعلقة بكل نظام، فحينما يكون u_{t-1} كبير بالقيمة المطلقة وموجب فإنه يقترب من α_{pos}، وعندما يكون سالب فإنه يكون مقارب لـ α_{neg} .

وانطلاقا من فكرة الانتقال اللطيف (transition douce) بين الأنظمة المنمذج من طرف Gonzales-Rivera (1998م) بالمرور من GJR-GARCH إلى LSTGARCH، عرَّف كل من Anderson, Nam و Vahid (1999م)، انطلاقا من نماذج VSGARCH، نماذج جديدة تعرف باسم ANSTGARCH (Asymmetric Nonlinear Smooth Transition GARCH).

- أين تكون:

$$\begin{aligned} h_t \;=\; & \left(\omega_{pos} + \alpha_{pos}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{pos} h_{t-1}\right)\Lambda\left(\theta u_{t-1}\right) \\ & + \left(\omega_{neg} + \alpha_{neg}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{neg} h_{t-1}\right)\left(1 - \Lambda\left(\theta u_{t-1}\right)\right) \end{aligned}$$

مع $\Lambda\left(\theta u_{t-1}\right) = \dfrac{1}{1 + \exp\left(-\theta u_{t-1}\right)} \, , \theta > 0$

---

[1] اختصار إلى Logistic Smooth Transition GARCH

المطلب الثالث : نماذج ARCH والذاكرة الطويلة Modèles ARCH et mémoire longue

1- نماذج FIGARCH :

يمكن أن تصبح النماذج السابقة غير مهيأة في حالة يكون فيها تناقص أسي سريع ملاحظ على دالة الارتباط الذاتي، من أجل هذا قدّم Baillie، Bollerslev و Mikkelsen (1996م) السيرورة FIGARCH التي تُنمذِّج فقط الحالة الــتي يكون فيها تناقص مبالغ فيه (hyperbolique) للارتباطات، وهي كذلك لما مفيدة لما تُلاحظ ارتباطات غير معدومة من أجل رتب متقدمة. فمثلا في حالة GARCH(1,1) :

يمكن كتابة :
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

على الشكل:
$$(1-\beta_1 L)\, h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

ولدينا :
$$\begin{aligned} h_t &= \frac{\alpha_0}{(1-\beta_1 L)} + \frac{\alpha_1}{(1-\beta_1 L)} u_{t-1}^2 \\ &= \frac{\alpha_0}{\beta(1)} + \left[1 - \frac{1-\delta_1 L}{1-\beta_1 L}\right] u_t^2 \\ &= \frac{\alpha_0}{\beta(1)} + \vartheta(L)\, u_t^2 \end{aligned}$$

ومع : $\delta_1 = \alpha_1 + \beta_1$ ، و $\vartheta(L) = \left[1 - \frac{1-\delta_1 L}{1-\beta_1 L}\right]$

- حسب السيرورة IGARCH والقيد $\delta_1 = \alpha_1 + \beta_1 = 1$ نجد:

إذ أن :
$$\begin{aligned} h_t &= \frac{\alpha_0}{\beta(1)} + \left[1 - \frac{1-L}{1-\beta_1 L}\right] u_t^2 \\ \vartheta(L) &= \left[1 - \frac{1}{\beta(L)}(1-L)\right] \end{aligned}$$

- السيرورة FIGARCH تُدرج قوة جزئية (puissance fractionnaire) على عبارة الفرق الموجــودة في الصــيغة الأخيرة. يصبح لدينا إذن :

$$\vartheta(L) = \left[1 - \frac{1}{\beta(L)}(1-L)^d\right], \; 0 \le d \le 1$$

- الفرق الجزئي يمكن أن يُنشَّر على شكل سلسلة McLaurin، ليعطي كثير حدود لانهائي من الدرجة L :

$$\begin{aligned} (1-L)^d &= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Gamma(i-d)}{\Gamma(i+1)\Gamma(-d)} L^i \\ &= 1 - \sum_{i=1}^{\infty} \frac{d\Gamma(i-d)}{\Gamma(i+1)\Gamma(1-d)} L^i \\ &= 1 - dL + \frac{d(d-1)L^2}{2!} - \frac{d(d-1)(d-2)L^3}{3!} + \cdots \end{aligned}$$

في الكتابة الأخيرة لدينا $1 = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{d\Gamma(i-d)}{\Gamma(i+1)\Gamma(1-d)}$ وهذا ما يبين لنا القرابة الموجودة بين النماذج IGARCH وFIGARCH ، إلا أن هذه الأخيرة هي الوحيدة التي تتصف بتناقص سريع في معاملات التأخير (coefficients de retards)، وهذا ما نستطيع تسميته بالذاكرة الطويلة (mémoire longue).ومؤخرا فقط بيّن Davidson (سنة 2002م) أن ذاكرة هذه السيرورة تكبر كلما اقترب d من الصفر.

إذن الذاكرة هي عبارة عن دالة متزايدة مع d، وعليه يمكن النظر إلى نماذج FIGARCH كما لو أنها حالة وسيطية (cas intermédiaire) بين نماذج GARCH المستقرة و IGARCH، بنفس الطريقة التي نعتبر فيها أن السيرورة I(d) على مستوى وسيطي بين I (0) و I (1).

2- نماذج HYGARCH (2002م) :

قُدمت النماذج hyperbolic GARCH من طرف Davidson (2002م)، لوضع القيود التي تتصف بها النماذج السابقة، هذا الأخير وجد أن :

$$\vartheta(L) = 1 - \frac{1}{\beta(L)}\left(1 + \alpha\left((1-L)^d - 1\right)\right),\ \alpha \geq 0$$

وحسب Davidson النماذج FIGARCH و GARCH تتعلق على التوالي بالحالات $\alpha = 0$ و $\alpha = 1$، غير أنه يمكن ملاحظة بأن الدليل d يصبح غير قابل للتعيين لما $\alpha = 0$، وهذا يؤثر سلبا على تركيب اختبارات الفروض بالنسبة لـ α، حيث نجد أن الخصائص المقاربة لمقدرات المعقولية وشبه المعقولية العظمى(quasi-maximum de vraisemblance) تصبح غير محققة.

3- نماذج FAPARCH :

تتعلق هذه النماذج بسيرورة جزئية (processus fractionnaire) مميزة بواسطة تناقص سريع (décroissance hyperbolique) للارتباطات الذاتية بحيث تسمح بوجود صفة لا تناظر (asymétrie) مرافقة لإشارة التجديد (l'innovation) حسب الميكانيزمات التي يتصف بها نموذج APARCH.

معادلة سرعة التقلبات الشرطية (volatilité conditionnelle) في هذه الحالة تكون على النحو :

$$h_t^{\frac{\delta}{2}} = \frac{\alpha_0}{\beta(1)} + \left[1 - \frac{1}{\beta(L)}(1-L)^d\right]\left(|u_{t-1}| - \gamma_1 u_{t-1}\right)^{\delta}$$

خلاصة الفصل الثالث :

إن صياغة النماذج غير الخطية يعتبر مرحلة هامة شهدها تحليل السلاسل الزمنية، حيث ساهمت بقسط كبير في تحسين التنبؤات الناتجة على الصيغ الخطية، ويمكن أن نميز بين صنفين من النماذج غير الخطية :

❖ الأول: يكون على شكل امتدادات غير خطية للسيرورة ARMA، وفي هذا الإطار اقترح القياسيون عدة صيغ منها :

أ- نماذج مزدوجة الخطية : المتميزة بعدم تجانس تباين الأخطاء.

ب- نماذج الارتباط الذاتي غير الخطية : تختلف عن سابقتها في أنها تبين بعض خصائص الاضطرابات العشوائية غير الخطية.

ت- نماذج الانحدار الذاتي ذات الحدود. Modèles AutoRégressifs à seuils

ث- نماذج المتوسطات المتحركة غير الخطية وغير المتناظرة MA- Asymétrique

❖ أما الصنف الثاني : فيرتكز على استخدام التباين الشرطي بدلا من التباين غير الشرطي، بحيث يبحث في تفسير سرعة التقلبات (La Volatilité)المرتبطة بالزمن، وذلك بإسقاط فرض ثبات تباينات الأخطاء.

- وفي هذا الإطار اقترح Engle استخدام المتغيرة العشوائية لتفسير عدم التجانس الشرطي فيما يعرف بنماذج ARCH.

مقدمة :

تزودنا مبادئ النظرية الإحصائية والتحليل الاقتصادي الكمي التي تعرفنا عليها في الفصلين الثاني والثالث بـالطرق الإحصائية والرياضية لقياس ظاهرة التضخم في الجزائر، وهذا بعد ما توفر لنا النظرية الاقتصادية التوجيهات العامة والواضحة للكيفية الصحيحة في قياس هذه الظاهرة، أما البحث في مصادر هذه الاتجاهات التضخمية، فيمكن استخلاصها من التفاعلات المتبادلة للتغيرات التي تحدث في مستويات المتغيرات الاقتصادية الكلية، ومن ثم يأتي دور وآثر التضخم على بعض من هذه المتغيرات من جهة والمتغيرات الاجتماعية من جهة أخرى.

- وسنتناول ظاهرة التضخم في الجزائر بالدراسة والتحليل من خلال المباحث التالية :

- المبحث الأول : مؤشرات التضخم في الجزائر وقياس الفجوة التضخمية.
- المبحث الثاني : أسباب ومصادر التضخم في الجزائر.
- المبحث الثالث : الآثار الاقتصادية والاجتماعية للتضخم في الجزائر.

المبحث الأول : مؤشرات التضخم ومقاييس الفجوة التضخمية في الجزائر

غالبا ما يُستند في قياس ظاهرة التضخم على عدد من المؤشرات أهمها تلك التغيرات التي تطرأ على مستويات الأسعار، كمية وسائل الدفع، ومعاملات الضغوط التضخمية، ولهذا نعتبر أن معرفة المؤشرات التي تقيس مختلف مظاهر التضخم في الجزائر هي بمثابة الركيزة الأولى لاقتفاء أبعاد هذه الظاهرة في الاقتصاد الوطني، وذلك قبل الانتقال إلى البحث في أسبابها، العوامل المتحكمة في استمرارها وأثارها على الاقتصاد و المجتمع الوطني.

المطلب الأول : مؤشرات التضخم في الجزائر

من منطلق ما يُعبَّر عن ظاهرة التضخم في الاقتصاد الوطني من خلال الارتفاع الذي يطرأ على أسعار السلع والخدمات أو الانخفاض الذي يحدث في القوة الشرائية للنقود، يكون لدينا أبسط طريق للاستدلال على وجود اتجاهات تضخمية في الاقتصاد الوطني هو قياس حركة الأسعار بالنسبة للحالة الأولى، ودراسة وتحليل العلاقة الموجودة بين السيولة المحلية والائتمان من جهة، والناتج الداخلي الخام من جهة ثانية بالنسبة للحالة الثانية. لكن قبل التطرق إلى هذه المؤشرات التي تقيس الضغوط التضخمية في الجزائر، لا بد أن نُعرِّج على مختلف المفاهيم الأساسية فيما يتعلق بالأرقام القياسية المستعملة في حساب هذه المؤشرات.

1- الأرقام القياسية للأسعار :

الرقم القياسي مؤشر إحصائي يُستخدم في قياس التغير الذي طرأ على ظاهرة من الظواهر الاقتصادية أو الاجتماعية. فهو يُستخدم مثلا لقياس التغير في أسعار السلع، أو في حجم إنتاجها، أو في كميات المبيعات منها، أو حجم السكان، أو أجور العمال[1] .....

[1] زياد رمضان، مرجع سابق ، ص193.

والرقم القياسي بطبيعته رقم نسبي أو ملخص لعدة أرقام نسبية ناتجة عن قياس التغير في أي ظاهرة بالنسبة لأساس معين سواء أكان هذا الأساس فترة زمنية معينة أو مكان معين.

والمقصود بوعاء (أو سلة) الرقم القياسي العناصر التي تدخل أسعارها أو كمياتها في تركيبه، مثل السلع الاستهلاكية التي تؤخذ لحساب الرقم القياسي لأسعار المستهلك، أو السلع المختلفة التي تؤخذ لحساب الرقم القياسي لأسعار الجملة، أو الأجور المختلفة التي تؤخذ لحساب الرقم القياسي للأجور.

ويعتمد اختيار المواد التي يتركب منها الرقم القياسي، إلى مدى بعيد، على الغرض الذي يسعى الباحث إليه، وعادة فإن الهدف يختلف بين أن يكون عاما، كما هو الحال عند إنشاء أرقام قياسية لأسعار الجملة لبلد ما، دون أن يقتصر الأمر على منطقة معينة، أو أمور محددة تتعلق بطبقة ما من المستهلكين أو المنتجين[1].

- ويستخدم الإحصائيون عدة صيغ للأرقام القياسية فيما يخص الأسعار، أهمها :

1-1 الرقم القياسي المرجح بكميات فترة الأساس (رقم لاسبير la Speyres) :

كلمة مُرَجَّح تشير إلى أن الرقم القياسي يأخذ الأهمية النسبية للسلعة بعين الاعتبار، وفي هذا الإطار اقترح لاسبير، سنة 1864م، ترجيح الرقم القياسي التجميعي للأسعار بكميات فترة الأساس، ويستخرج كما يلي :

$$La\ Speyres\ Index = \frac{\sum P_1\, Q_0}{\sum P_0\, Q_0} \times 100 \qquad ..... (4-1)$$

P_1: أسعار فترة المقارنة، Q_0: كميات فترة الأساس، P_0: أسعار فترة الأساس .

ومنه فإن رقم لاسبير يُعبِّر عن أثر التغير في السعر، كما لو بقيت الكميات المشتراة في سنة الأساس هي نفسها في سنة المقارنة.

2-1 الرقم القياسي المُرجَّح بكميات فترة المقارنة (رقم باش Paache Index)

استخدم كل من باش وولش (1874م) رقما قياسيا لترجيح الأسعار، ولكن هذه المرة بكميات سنة المقارنة، أي :

$$La\ Paache\ Index = \frac{\sum P_1\, Q_1}{\sum P_0\, Q_1} \times 100 \qquad ..... (4-2)$$

على اعتبار أن : Q_1: كميات سنة المقارنة، P_0: أسعار سنة الأساس، P_1: أسعار سنة المقارنة.

وهكذا فإن رقم باش يُعبِّر عن أثر التغير في السعر كما لو أن الكميات المشتراة في سنة المقارنة كانت قد أُشتريت في سنة الأساس.

3-1 الرقم القياسي الأمثل (رقم فيشر Fisher'Index):

بعد استمرار الجدل حول فاعلية الرقمين السابقين حتى العقد الثاني من القرن الماضي، جاء إيرفنج فيشر واقترح رقما قياسيا جديدا، هو عبارة عن الوسط الهندسي لكل من رقمي لاسبير وباش، أي أنه الجذر التربيعي لحاصل ضرب رقم لاسبير برقم باش.

$$La\ Fisher\ Index = \sqrt{\left(\frac{\sum P_1\, Q_0}{\sum P_0\, Q_0} \times 100\right)\left(\frac{\sum P_1\, Q_1}{\sum P_0\, Q_1} \times 100\right)} \qquad ..... (4-3)$$

والرقم القياسي الأمثل يهتم بالناحية الرياضية، ولكنه لا معنى اقتصادي له وهذا هو أهم عيوبه.

[1] ناظم حيدر، **الوسيط في الإحصاء التطبيقي** (طب 2 ؛ دمشق : دار الكتاب، 1977)، ص431.

ملاحظة (4-1): تُستعمل الأرقام القياسية السابقة لإزالة أثر التضخم (Déflation) من كل الوحدات الاقتصادية كالإنتاج، الاستهلاك، الاستثمار، بتقسيم قيمها الاسمية على مؤشر السعر المناسب[1]، فمثلا :

الإنتاج الداخلي الخام لسنة 2005 بأسعار 1989 = (الإنتاج الداخلي الخام لسنة 2005، بأسعار 2005 / مؤشر السعر المناسب) x 100

وهذا يعني إزالة أثر التضخم من الإنتاج الداخلي الخام الاسمي.

2- الرقم القياسي لأسعار المستهلك في الجزائر(CPI) :

لقد كانت الحاجة إلى قياس التغيرات التي تطرأ على النفقة اللازمة للمحافظة على مستوى معيشة معينة من أهم دوافع التقدم في دراسة الأرقام القياسية عامة. ولذلك فإن الرقم القياسي (لنفقة المعيشة) يعتبر من أقدم أنواع الأرقام القياسية وأكثرها استخداما، ولكن نظرا لصعوبة قياس مستوى المعيشة فقد اعتبرت الكميات المستهلكة من مجموعة معينة من السلع والخدمات خلال فترة معينة دليلا على هذا المستوى[2].

وفي الجزائر يقوم الديوان الوطني للإحصاء (ONS)، بنشر بيانات دورية عن مؤشرات الأرقام القياسية لأسعار المستهلكين على مستوى المدن والأرياف سنويا، موسميا وشهريا مع أخذ سنة الأساس التي تكون عادة ما تكون مبينة على معطيات خاصة مثل الإحصاء السكاني كل عشر سنوات، أو إجراء مسح واستجواب ميداني، وتتغير بعد كل مدة زمنية. حيث أن سنة الأساس تتغير كل خمسة سنوات لدى مؤسسة الإحصاء المالي الدولي (IFS) بينما يمكن أن تصل هذه المدة في الجزائر إلى عشرة سنوات في بعض الأحيان.

إن سلة الاستهلاك الداخلة في تركيب هذا المؤشر تختلف من دولة إلى أخرى، وتختلف الأوزان التي يتم بها ترجيح كل سلعة من السلع الداخلة في تلك السلة، وذلك بناءا على الحجم الذي تمثله تلك السلع من إجمالي إنفاق الفرد عليها في كل بلد. كما تعتمد هذه الأوزان على نتائج التحقيقات الميدانية التي يجريها الديوان الوطني للإحصائيات مع الأسر بنوعيها في المدن والأرياف.

وفي الجزائر يضم CPI ثمانية مجموعات من بنود الإنفاق الاستهلاكي على السلع والخدمات الفردية للفرد كما هو موضح(بالجدول رقم (2-1) بالملحق الإحصائي). في حين تحتوي العينة السلعية على 260 منتوج أو أداة تمثل مجمل النفقات الاستهلاكية للأسر، والذي تم اعتماده على أساس الإحصاء الوطني حول استهلاك العائلات الجزائرية سنة 1988م، ويتم اختيار هذه المواد بناءا على معايير يحددها الجهاز الإحصائي للديوان الوطني للإحصائيات، بينما يعتمد هذا الجهاز في حساب CPI على صيغة LASPEYRES (المتوسط الحسابي المرجح للمؤشرات الأولية moyenne arithmétique pondérée d'indices élémentaires)[3].

$$CPI_{m/89} = \sum_i \left(W_i \Big/ \sum_i W_i \right) \left(P_i^m / P_i^{89} \right) \qquad ......(4-4)$$

P_i^m : السعر المتوسط الجاري للسلعة i في الشهر m ، W_i : وزن السلعة i.

P_i^{89} : سعر الأساس (المتوسط في سنة 1989) للسلعة i .

[1] قادة اقاسم، **المحاسبة الوطنية : نظام الحسابات الاقتصادية الجزائرية ن.ح.إ.ج** (الجزائر: ديوان المطبوعات الجزائرية، 1994)، ص24.

[2] سمير محمد عبد العزيز، مرجع سابق، ص 86.

[3] O.N.S « Indices des prix à la consommation » **collections statistiques**, N°113 \ Alger, mars 2004 , PP 1-4.

يعكِّس الرقم القياسي لأسعار المستهلكين التغيرات التي تطرأ على القوة الشرائية، ويتعلق الأمر هنا بذلك المقياس أو المؤشر الذي يُقيِّم متوسط التغير الذي يحدث في الأسعار، إلا أنه لا يقيس " تكلفة المعيشة" أو تغيراتها أو ميزانية الاستهلاك للأسر[1].

وفي الولايات المتحدة وعدة دول صناعية أخرى يستعمل هذا المؤشر كمقياس مرجعي للتضخم منذ الحرب العالمية الثانية، نظرا لشموليته وإمكانية مراجعته المستمرة وسهولة حسابه سنويا، موسميا وفي نهاية كل شهر بالمقارنة مع المؤشرات الأخرى.

وعلى الرغم من فعالية هذا المقياس في مراقبة الاتجاهات التضخمية عبر السنوات الماضية في أغلبية الاقتصاديات، إلا أنه ما زال يعاني من عدة عيوب، منها إغفاله للنمو الذي يحدث في المبيعات ذات الأسعار المخفضة بواسطة تجار التجزئة[2]. وحيث أنه عند حسابنا للزيادة في مؤشر أسعار الاستهلاك على أنها الارتفاع في تكلفة مجموعة من السلع والخدمات المختارة بناءا على الدراسات المحققة حول استجواب الإنفاق العائلي في سنوات معينة، فإن هذه الطريقة لا تأخذ بعين الاعتبار إمكانية وقدرة انتقال مستهلك ما إلى السلع التعويضية، وأن التكلفة المعيشية لا ترتفع بنفس سرعة ارتفاع المؤشر العام لأسعار المستهلك. ويشير بعض الاقتصاديين إلى أن هذا المؤشر ليس بالمقياس الجيد والفعَّال للتضخم في الأجل الطويل، حيث يواجه المحللون صعوبات في مقارنة البيانات الإحصائية لتضخم أسعار الاستهلاك بالنسبة للفترات السابقة وتلك الخاصة بالفترات السائدة أو الجارية بسبب التصحيحات المستعملة من طرف المحققين عند جمع الأسعار الفردية. والجدول التالي يبين التطور السنوي لمؤشر أسعار الاستهلاك الوطني في الفترة 1987– 2004م :

الجدول رقم (4-1): الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) في الفترة 1987–2004م

السنوات	CPI	التغير(%)	السنوات	CPI	التغير(%)
1987	86.4	–	**1996**	488.8	20.33
1988	91.5	5.90	**1997**	518.4	6.06
1989	100	9.29	**1998**	550.7	6.23
1990	120.2	20.20	**1999**	562.6	2.16
1991	150.8	25.46	**2000**	558.7	0.69-
1992	197.5	30.97	**2001**	578.3	3.51
1993	240.2	21.62	**2002**	591.3	2.25
1994	316.3	31.68	**2003**	611.8	3.47
1995	406.2	28.42	**2004**	639.8	4.58

المصدر:

1- ONS,Collections statistique N°113 (2004) , PP31-45.
2- ONS (02/juillet/2005), **Page d'accueil : Statistique Indice des Prix à la Consommation,** www.ons.dz/ipc/ipc2005/ipc052005.htm.

[1] Bali Hamid, **Inflation et mal-développement en Algérie** (Alger : OPU, 1993), p111.

[2] لقد اقترح في هذا الإطار مكتب إحصائيات العمل الأمريكي في أفريل 1997م ، طريقة جديدة لتفادي ذلك ، لكنها ما زالت لم تتلقى قبولا واسعا لدى أغلب الإحصائيين.

إن المستويات الوطنية لمؤشر أسعار الاستهلاك المبينة أعلاه تُحسب على أساس بيانات مستقاة من 17 ولاية ومدينة، تمثل مختلف جهات البلد موزعة على الشكل :

أ. المنطقة الجهوية للجزائر : الجزائر – البليدة – تيزي وزو – باغلية

ب. المنطقة الجهوية وهران : وهران – تلمسان– معسكر – حمام بوحجر

ج. المنطقة الجهوية لقسنطينة : قسنطينة– باتنة – بسكرة– القرارم

د. ملحق عنابة : عنابة – سكيكدة– قالمة – بسباس

ه. المنطقة الجهوية ورقلة : ورقلة.

وبالنظر إلى الجدول رقم (4-1) نجد أن المؤشر العام للأرقام القياسية لأسعار المستهلك قد عرف ارتفاعا متواصلا طيلة 18 سنة الأخيرة (أكثر من ستة أضعاف)، حيث سجّل معدل تغير وسطي سنوي خلال الفترة (1987–2004م) قدره 13.03 %، ويعكس هذا المعدل المرتفع ظاهرة الارتفاع المستمر في الأسعار خلال الفترة المذكورة، غير أن هذه التغيرات السنوية كانت متباعدة جدا خلال بعض السنوات، بحيث كانت لا تقل عن 20% خلال الفترة (1990–1996)، ثم تدحرجت إلى حدود 6% وأقل من ذلك بكثير في السنوات الثلاثة الأخيرة من القرن الماضي، حتى أنها شهدت قيمة سالبة سنة 2000م، لتعرف ارتفاعا طفيفا مطلع القرن الحالي إلى حدود 4 نقاط مئوية في السنة الماضية (2004).

ولا شك أن انخفاض معدل النمو في الرقم القياسي لأسعار المستهلك عموما في الجزائر خلال السنوات الأخيرة يعكس مدى السياسات المالية والنقدية الصارمة والمتشددة التي تطبقها الحكومة من جهة ومدى الانكماش الاقتصادي والبؤس الاجتماعي الذي تمثل في تدهور القوة الشرائية بشكل قوي وسريع، وبالتالي تراجع مستوى الطلب الكلي من جهة ثانية.

ويتفق المحللون على أهمية هذا المؤشر باعتباره مقياسا لمعدل التضخم لأنه يصور التدهور الذي يطرأ على القوة الشرائية للنقود أو على مستوى معيشة الأفراد[1].كما يعد التطور الذي يطرأ على الرقم القياسي لأسعار مجموعة "الغذاء والمشروبات غير الكحولية" من أهم المؤشرات الخاصة بالرقم القياسي لنفقات المعيشة بسبب الوزن الذي يكونه هذا البند من مجموع الإنفاق الاستهلاكي لغالبية المواطنين، بحيث أن التغير الذي يحدث على أسعار هذا البند له دلالة خاصة، وذلك لاتصاله بأهم مقومات الحياة المعيشية للفرد، وحاجة المواطن اليومية لهذا النوع من الاستهلاك، ومنه يعتبر البند الأساسي الذي تكون وطأة التضخم فيه أكثر إحساسا وبأسرع وقت لدى السكان بالمقارنة مع بقية البنود الاستهلاكية الأخرى.

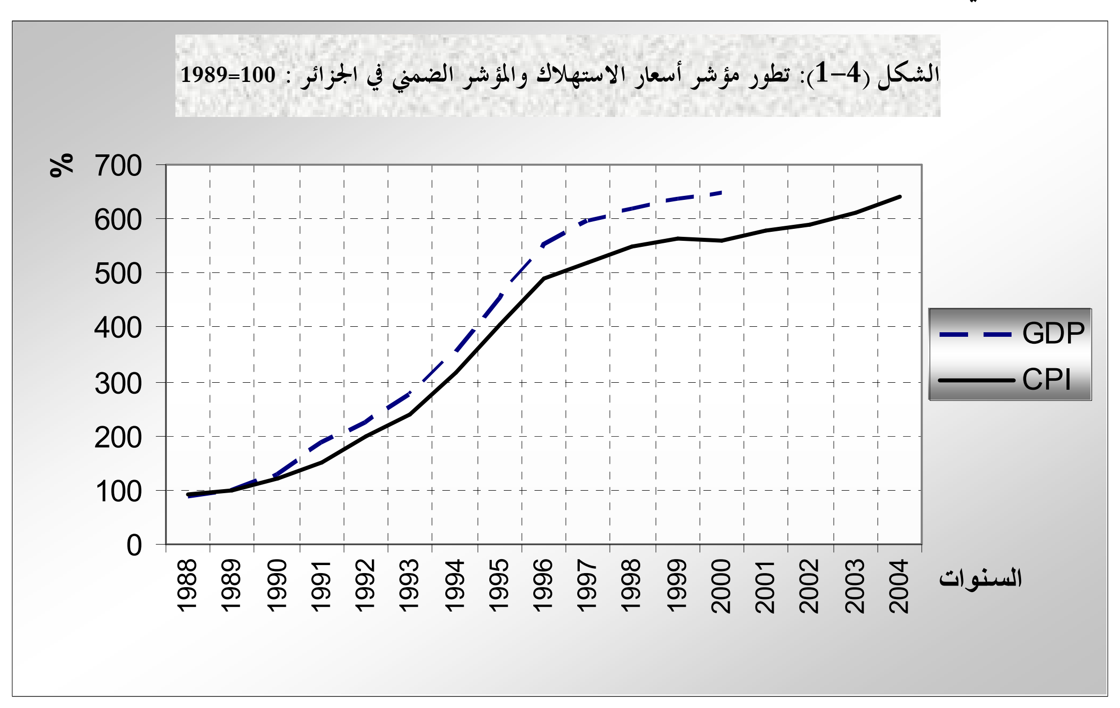
[1] عبد الفضيل محمود، **مشكلة التضخم في الاقتصاد العربي : الجذور والمسببات ، والأبعاد والسياسات** (بيروت : مركز دراسات الوحدة العربية، 1982)، ص 18.

3- الرقم القياسي الضمني PGDP :

بالإضافة إلى مؤشر أسعار الاستهلاك يوجد معيار آخر ذي دلالة هامة لقياس التغيرات التي تحدث في المستوى العام للأسعار في الاقتصاد، يستند عليه عدد كبير من الاقتصاديين، من بينهم خبراء صندوق النقد الدولي، يسمى بالرقم القياسي الضمني أو مكمش الناتج الداخلي الخام (PGDP)، أو ما يعرف بمؤشر Pasche، ويحتوي هذا المؤشر على عكس مؤشر أسعار الاستهلاك CPI، على جميع أسعار السلع والخدمات الموجودة في الاقتصاد الوطني من السلع الوسيطية إلى الإنتاجية والاستهلاكية النهائية، ويمكن حسابه إما عن طريق تقسيم قيمة الناتج الداخلي الخام مقيما بالأسعار الجارية في سنة معينة، على نفس المتغير ولنفس السنة ولكن مقاسا بالأسعار الحقيقية بالنسبة لسنة الأساس، أو هو عبارة عن ناتج ضرب كل السلع والخدمات المنتجة في سنة المقارنة بأسعار تلك السنة ومقسمة على حاصل ضرب كل السلع والخدمات المنتجة في سنة المقارنة بأسعار سنة الأساس.

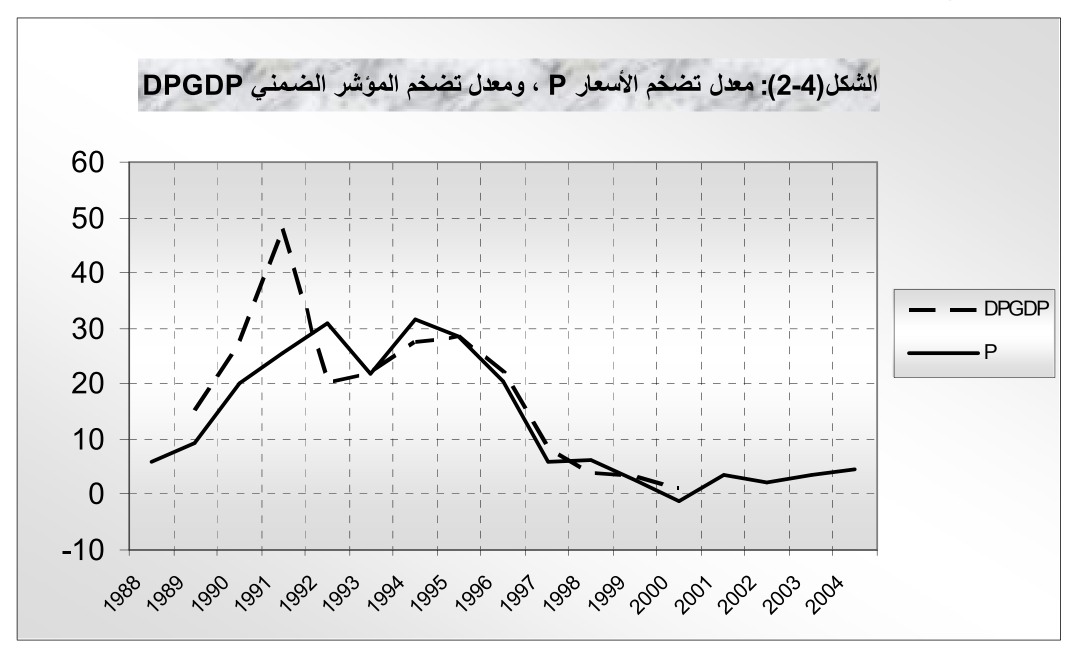
كما أنه يتميز باحتوائه أسعار الجملة وأسعار التجزئة على السواء، ولا يثير أمامنا مشكلة الأوزان التي تعطى للأرقام القياسية لأسعار المستهلك وأخطاء التحيز التي غالبا ما نواجهها أثناء إجراء الاستجوابات الميدانية.

وعلى الرغم من المزايا التي يتميز بها هذا المؤشر إلا أنه يصلح للبيانات السنوية والموسمية فقط، ويتضمن عددا كبيرا من السلع ذات النوع الموحد مثل تلك الخاصة بالمصانع التي يكون من الصعب تقييم سعرها. ويحتوي كذلك على بعض الأسعار الصعبة القياس في القطاع غير السلعي، مثل سعر خدمات الدفاع الوطني، كما أنه يقوم بقياس أسعار السلع والخدمات المنتجة داخل الوطن فقط، عكس مؤشر CPI الذي يقيس كل السلع المشتراة من طرف المواطنين، وهذا يعني ذلك أن المؤشر الضمني PGDP يأخذ بالحساب أسعار الصادرات ولا يأخذ بعين الاعتبار أسعار الواردات.



المصدر : من إعداد الطالب، بالاعتماد على الملحق (2-1).

بالنظر إلى الشكل (4-1) أعلاه نجد أن الرقم القياسي الضمني في الجزائر قد اتجه للتزايد بشكل مستمر خلال الفترة (1988-2000م) ويعكس ذلك التغيرات الفعلية والحقيقية التي حدثت في المستوى العام للأسعار خلال تلك الفترة إذ اقترن ذلك بالارتفاع المستمر في كمية النقود، ويظهر هذا جليا من الجدول (2-2) بالملحق الإحصائي بأن أكبر نسبة للتوسع النقدي في تلك الفترة حدثت في السنوات (1991-1993م)، ثم انخفضت سنة 1995م ولتعود بقوة في السنوات الثلاثة الموالية لذلك، بسبب التحسن في حجم الأصول الأجنبية، الموجودة لدى البنك المركزي والبنوك التجارية، وعند المقارنة بمعدلات النمو في الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية الذي بلغ 1.6% سنة 1992م، وعرف نسبة نمو سالبة في السنتين المواليتين (-2.2% ، -0.9%)[1]، لذلك يتبين لنا بأن معدلات النمو في كمية النقود كانت دائما أعلى من معدلات النمو في الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية خلال تلك الفترة.



المصدر : من إعداد الطالب، بالاستعانة بالجدول (2-3) بالملحق الإحصائي.

و من خلال الشكل (4-2) يمكن أن نستَّشف أثر هذه الزيادة الكبيرة التي حدثت في كمية النقود، ومساهمتها في اختلال الاستقرار النقدي دافعة بالاتجاهات التضخمية نحو الارتفاع، والتي انعكست على الارتفاعات المستمرة في معدل النمو لكل من الرقم القياسي الضمني والرقم القياسي لأسعار المستهلك، ويلاحظ من الشكل (4-1) تزايد وتيرة النمو في المؤشر الضمني (PGDP) وابتعاد الهوة بينه وبين المؤشر العام لأسعار الاستهلاك، بحيث أن التغيرات التي حدثت في هذين المؤشرين ابتداءا من سنة 1996م ليست متماثلة. ويعود ذلك إلى أن النمو في مؤشر أسعار الاستهلاك أثر عليه انخفاض درجة التضخم المستورد، وجنوح مستوى الأسعار العالمية نحو الانخفاض في السنوات الأخيرة وحدوث بعض الاستقرار في الطلب الكلي. أما التضخم الذي حدث في المؤشر الضمني فيعود سببه بالدرجة الأولى إلى ارتفاع التكاليف الإنتاجية بسبب احتوائه على أسعار السلع الوسيطية والإنتاجية من جهة، وإلى ارتفاع أسعار البترول – الراجع لعدم الاستقرار الأمني في الشرق الأوسط– التي يتضمنها هذا المؤشر في جانب أسعار الصادرات من جهة أخرى.

1 كريم النشاشيبي و آخرون، " الجزائر : تحقيق الاستقرار والتحول إلى اقتصاد السوق "، صندوق النقد الدولي ، واشنطن ، 1998، ص21.

4- مؤشر العلاقة بين حجم وسائل الدفع والناتج الداخلي الخام :

يتم في بعض الأحيان اللجوء إلى معامل الاستقرار النقدي لكشف وجود اتجاهات تضخمية في الاقتصاد الوطني، من خلال قسمة معدل التغير النسبي في حجم وسائل الدفع بالمفهوم الواسع على معدل التغير النسبي في الناتج الداخلي الخام بالأسعار الثابتة على النحو التالي:

$$B = \frac{\Delta M / M}{\Delta Y / Y} \qquad ......(4-5)$$

- M : هي حجم وسائل الدفع بمفهومها الواسع (M_2) و Y : الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية

ومنه إذا كان هذا المعامل أعلاه مساويا للواحد يكون هناك استقرارا نقديا، أما إذا كان مختلفا عن الواحد بالموجب أو بالسالب فيدل ذلك على وجود تضخم أو انكماش على الترتيب، وتختلف درجة الضغوط التضخمية أو الانكماشية بمدى ابتعاد هذا المؤشر عن الواحد (بالموجب أو بالسالب على التوالي)، ويستند هذا المعيار في جوهره على النظرية الكمية للنقود[1]. والمنطق الكامل وراءه، هو أنه إذا زادت كمية النقود المتداولة بنسبة اكبر من الزيادة التي تتلاءم مع زيادة الناتج الداخلي الحقيقي، يتحول ذلك في شكل فائض طلب، فيحدث اختلال حقيقي بين السوق النقدية والسوق السلعية، مما يدفع بالأسعار نحو الارتفاع.

وعند دراسة تطور حجم وسائل الدفع بعد سنة 1989م نواجه مشكلة المفهوم الذي نعتمد عليه في تحديد "عرض النقود" والعوامل المؤثرة في زيادتها. وتعتمد بعض الدول في تعريفها لمفهوم النقود على عدة طرق مختلفة، بحيث نلاحظ أن مفهوم وسائل الدفع الإجمالية في الولايات المتحدة الأمريكية يعبر عن عرض النقود في الاقتصاد الأمريكي على أساس السيولة المحلية الخاصة (M_2) مضافا إليها الودائع الحكومية لدى البنوك وعدة بنود جديدة لتعطي ما يسمى بالسيولة الإجمالية (M_3). أما الجزائر فإن مفهوم وسائل الدفع الإجمالية يعبر عن مفهوم صافي البنكنوت المتداول، العملة المساعدة المتداولة (النقود المعدنية والأوراق الحكومية)، الودائع الجارية (تحت الطلب)، شبه النقود (الودائع لأجل) مضافا إليها الودائع لدى الصندوق الوطني للتوفير والاحتياط أي :

$$M_3 = M_1 + q + CNEP\ Deposits = M_2 + CNEP\ Deposits \qquad ......(4-6)$$

ونظرا لاعتبار السلطات النقدية الجزائرية مؤسسة الصندوق الوطني للتوفير والاحتياط بأنها مؤسسة غير تجارية فإنها لا تقع تحت طائلة البنوك التجارية، ومنه سوف نعتمد في حسابنا لمعامل الاستقرار النقدي على وسائل الدفع المحلية فقط (M_2)، غير أن إعادة ترتيب القطاع المالي في السنوات الأخيرة من خلال خوصصته والسماح بدخول مستثمرين محليين وأجانب زاد من كثافة المنافسة، وتم إدخال وتحويل مؤسسة الصندوق الوطني للتوفير والاحتياط ضمن نشاطات البنوك التجارية، ولكن بالنظر إلى حداثة عملية التحويل هذه فإنها لن تؤثر على مفهوم الكتلة النقدية في مفهومها الواسع، في الجزائر.

إن الزيادة في الائتمان المصرفي عن القدر المناسب تؤدي إلى بروز الضغوط التضخمية، ومنه يمكن ربط حجم التطور في الائتمان المصرفي بذلك التطور الذي يحدث في الناتج الداخلي الخام لتحدد العلاقة بين هذين المؤشرين في الاتجاه

[1] أنظر الصفحة رقم : 48.

الطردي أو المتضاد. ويرى بعض الاقتصاديين أن أهم العوامل المحركة لتطور وسائل الدفع ونمو حركة الائتمان تكمن في حجم القروض التي تتصرف فيها البنوك التجارية أو ما تظهره الميزانية الإجمالية لهذه البنوك. غير أنه إذا نظرنا إلى حجم القروض التي تقدم للحكومة في الجزائر، بالمقارنة مع تلك الموجهة نحو الاقتصاد، فإننا نفضل استعمال مفهوم الائتمان المحلي وذلك مما له من مدلول واسع ومعبر عن حجم التوسع في الائتمان على المستوى الكلي.

و يمكن كشف الاتجاهات التضخمية في الاقتصاد الجزائري، كذلك من خلال تقسيم معدل التغير في حجم الائتمان المحلي على معدل التغير في الناتج الداخلي الخام خارج قطاع المحروقات وبالأسعار الحقيقية :

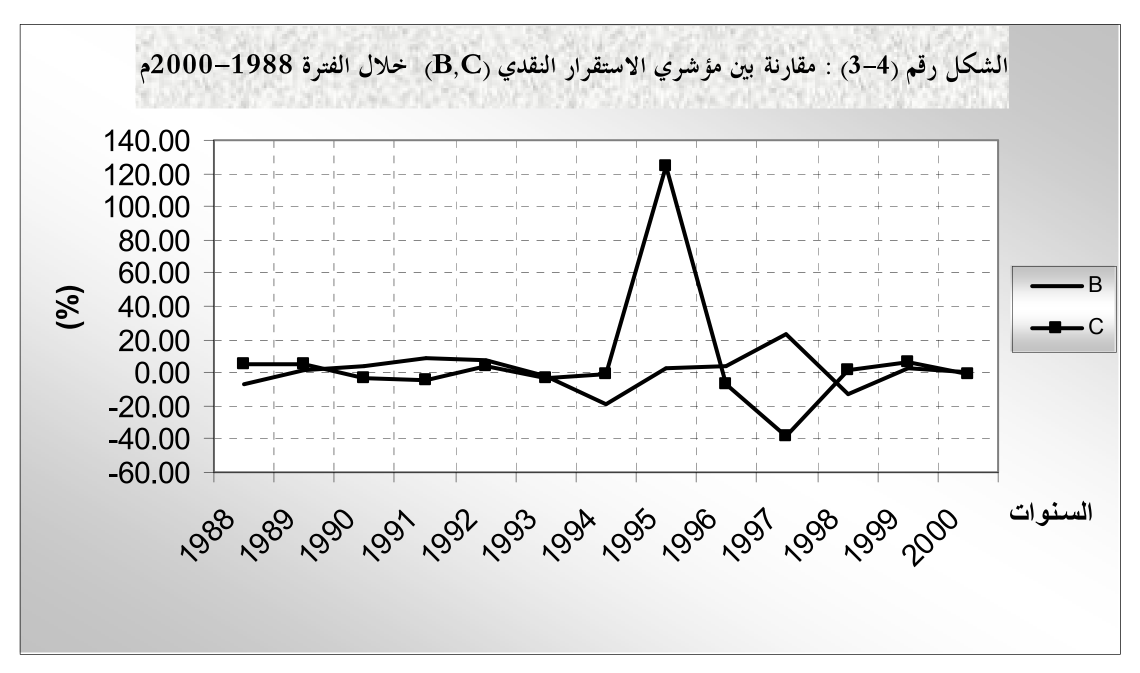
$$C = \frac{\Delta(DC)}{DC} \Big/ \frac{\Delta Y_1}{Y_1} \qquad ......(4-7)$$

– حيث أن : DC هو الائتمان المحلي، Y_1 الناتج الداخلي الخام خارج قطاع المحروقات وبالأسعار الثابتة.

ولعدم توفر المعطيات الخاصة بالناتج الداخلي الخام للسنوات الأربع الماضية مقاس بالأسعار الحقيقية بالنسبة لسنة الأساس (1989م)، سنكتفي بدراسة تطور المؤشرين السابقين للاستقرار النقدي (B,C) في الفترة (1988–2000م)، وهذا بالاستعانة بالأرقام الواردة في الملحق رقم (4-2) الذي يبين ما يلي:

- ❖ إن مؤشر علاقة السيولة المحلية (M_2) بالناتج الداخلي الخام مقيما بالأسعار الثابتة، يبين لنا بأن فترة العقد الأخير من القرن الماضي قد تميزت بعدم استقرار نقدي ظهر في صورة ضغوط تضخمية في السنوات (1990، 1991، 1992، 1995، 1996، 1997م)، وفي صورة انكماش اقتصادي في السنوات (1988،1993،1994، 1998م) كما تميزت سنة 1989م بالاستقرار النقدي، لكن مقارنة هذه النتائج مع الضغوط التضخمية التي عاشها الاقتصاد الجزائري خلال هذه الفترة، يدفعنا لملاحظة بعض التعارض بالنسبة لسنة 1997م أين كان معدل التضخم منخفضا نسبيا بالمقارنة مع معامل الاستقرار النقدي المرتفع (B=23.1). كما أن سنتي 1993 و1994م تمثلان معدلي تضخم مرتفعين في الوقت الذي يسجل فيه معامل الاستقرار النقدي نتيجة سالبة. ويعود هذا إلى التخفيض في قيمة العملة من جهة والتدهور الكبير الذي حدث في قيمة الناتج الداخلي الخام بالأسعار الثابتة من جهة أخرى. ففي الوقت الذي انخفض فيه الناتج الداخلي الخام، نجد أن التوسع في حجم السيولة المحلية أخذ نسبا مرتفعة في تلك السنوات، وكانت تمثل 21.5%، 15.4% و18.5% على الترتيب، ولهذا فاقت السيولة المحلية حاجات النشاط الاقتصادي.
- ❖ يشير معامل الاستقرار النقدي بالنسبة لعلاقة الائتمان المحلي بالناتج الداخلي الخام خارج قطاع المحروقات وبالأسعار الثابتة إلى أن السنوات (1988، 1989، 1992، 1995، 1999م) قد تميزت باتجاهات تضخمية محسوسة وعلى الخصوص في عام 1995 أين كان النمو في الناتج الداخلي الخام خارج قطاع المحروقات ضعيفا جدا بالمقارنة مع النمو الهائل في نسبة تغير معدل الائتمان المحلي التي قاربت 25%، أما بقية السنوات الأخرى فقد عرفت انكماشا. لكن مقارنة بسيطة مع نتائج معامل الاستقرار النقدي للسيولة المحلية (B) أدناه تبين لنا بأن هناك تعارض في النتائج كذلك. فالمعيار (B) يشير مثلا إلى أن السنتين 1990 و1991كان بهما ضغوط

تضخمية، في حين أن المعامل (C) يُفسِّر الحالة بالانكماشية في هاتين السنتين، ونفس الشيء يمكن ملاحظته بالنسبة للسنتين 1996 و1997 بحيث أن هناك تعارض كبير في النتائج ما بين المؤشرين (B) و(C). ومنه يتبين لنا باستعمال الناتج الداخلي الخام خارج قطاع المحروقات ليس مقياسا صحيحا بالنسبة للاقتصاد الجزائري عند تحديد مصدر الاتجاهات التضخمية.



المصدر : من إعداد الطالب. بالاعتماد على الملحق رقم (2-4).

ونشير هنا إلى أن مؤشر السيولة المحلية ومؤشر الائتمان لا يتفقان في كل سنوات الفترة المدروسة حول مدى الاستقرار النقدي السائد في الاقتصاد الوطني بسبب الفروقات الشاسعة التي تحدث بين معدل نمو الناتج الداخلي الخام ومعدل نمو الناتج خارج المحروقات بالأسعار الحقيقية، إذ نلاحظ، من خلال الشكل (4-3)، أنه في الوقت الذي يكون هناك معدل النمو سالبا في الثاني (C) مثل السنتين (1991،1997) يكون معدل النمو في الأول (B) موجبا بسبب الأموال الموجهة لتطهير المؤسسات العمومية والتي لم تأتي بنتائج ملموسة في الناتج الداخلي الخام بالنسبة للثاني (C).

كما أن السياسة الائتمانية لها دور كبير في إعطاء نتائج متعارضة مع معيار السيولة المحلية، ولذا يعتمد خبراء صندوق النقد الدولي، في تحديدهم للاتجاهات التضخمية بالدول النامية، على المؤشر(B) باعتباره أكثر دلالة وسهل الحساب[1].

أما عن فترة بداية القرن الحالي فيمكن تقدير الاستقرار النقدي فيها- نظرا لمحدودية المعطيات- بمقارنة نمو وسائل الدفع المحلية (M_2)، بالنمو في الناتج الداخلي الخام بالأسعار الجارية، حيث عرفت السنوات 2001، 2002، 2003 معدلات نمو 22.3%، 17.3%، 15.6%، على التوالي بالنسبة للمتغير الأول (M_2) ومعدلات 3.3%، 6.5%، 16.0% بالنسبة للمتغير الثاني، وهو ما يفسر وجود ضغوط تضخمية بالنسبة للسنتين 2001، 2002 سببها السيولة المحلية الزائدة على حاجيات الاقتصاد الوطني، ووجود استقرار نقدي سنة 2003.

[1] السويدي عبد الناصر، "التضخم في بلدان الخليج العربي : دراسة اقتصادية تحليلية لمؤشراته ومصادره وآثاره"، أطروحة دكتورة، غير منشورة، جامعة القاهرة، قسم الاقتصاد، 1989، ص 206.

المطلب الثاني : قياس الفجوة التضخمية في الجزائر

عرفت الدراسات المتعلقة تطورا كبيرا خاصة مع إدراج مفهوم الفجوة التضخمية، من خلال كتابات كينز قبل أزمة الكساد الكبير التي أصابت الاقتصاد العالمي في الثلث الأول من القرن الماضي[1]، حيث حاول هذا الأخير تقدير الفجـــوة التضخمية حسابيا بوحدات نقدية في مثاله المشهور عن كيفية تمويل الحرب، وتَحدث الفجوة التضخمية في أي اقتصاد يمر بمرحلة فائض طلب على السلع والخدمات أو إفراط في عرض النقود أو ما يسمى بالاختلال ما بين السوقين النقدية والسلعية (فجوة الموارد). وتتمثل هذه الفجوة في الحالة الأولى في زيادة إجمالي الإنفاق الكلي بالأسعار الجارية عن الناتج الداخلي الخام بالأسعار الثابتة، في حين تنتج الفجوة في الحالة الثانية من فائض عرض النقود بالمقارنة مع الطلب عليها، ويمكن قياس الفجوة التضخمية عن طريق المعيارين التاليين :

1- معيار الإفراط النقدي :

إن قياس التضخم عن طريق معيار الإفراط النقدي في الاقتصاد الوطني يرتكز على الاتجاهات المعاصرة في النظريـــة الكمية للنقود، بإدخال عنصر التغير في حجم الإنتاج الذي لم يؤخذ بالحسبان في السابق.

وبناءا على ذلك فإن مفهوم الفجوة التضخمية يصبح عبارة عن الفرق بين الزيادة في كمية النقود المعروضة والزيادة في الطلب عليها خلال فترة زمنية محددة وبالأسعار الثابتة، ويمكن أن نُصيغ هذا المقياس رياضيا :

$$IG = \Delta MS - \Delta MD ...... (4-8)$$

حيث أن Inflation Gap = IG وتمثل الفجوة التضخمية، في حين تشير ΔMS و ΔMD إلى التغيرات في كل مـــن مخزون النقود والطلب عليها على الترتيب.

ويمكن تقدير الزيادة في مخزون النقود، ΔMD على أنها عبارة عن الزيادة التي تحدث في قروض الحكومة مقابل مـــا باعته من السندات وأذنات خزانة إلى البنوك، والزيادة في القروض البنكية لقطاع الأعمال، والزيادة في الأصول الأجنبية لدى البنوك. أما التغير في الطلب على النقود فيمكن تقديره من العلاقة الرياضية التالية :

$$MD = K.Y$$

حيث أن K،Y هما مقلوب سرعة الدوران الدخلية والدخل النقدي الحقيقي على التوالي. وباعتبار K ثابتا في الأجـــل القصير، فإنه يمكن تقدير الزيادة في الطلب على النقود بإيجاد هذه القيمة الثابتة (K)، نكتب :

$$\Delta MD = K.\Delta Y$$

بحيث أن Y هنا تمثل الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية، ومنه تصبح الفجوة التضخمية على النحو:

$$IG = \Delta MS - K.\Delta Y ...... (4-9)$$

[1] أنظر الصفحة :61.

وتنعدم هذه الفجوة ليحدث الاستقرار النقدي، عندما يكون هناك تناسب بين الزيادة في الأرصدة النقدية الجديدة والزيادة في الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية أي :

$$IG = MS\left[\frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Y}{Y}\right] = 0 \qquad ......(4-10)$$

– أما إذا اختلفت هذه الفجوة عن الصفر وكانت موجبة فيعتبر ذلك مؤشرا على وجود الضغوط التضخمية.

والجدول رقم (4-2) أدناه يبين حجم الفجوة التضخمية في الجزائر بتطبيق هذا المعيار. تشير بيانات هذا الجدول بأن هناك فجوات تضخمية ظهرت في كل سنوات الفترة بين 1988–2000م، وقد اختلف حدثها من سنة إلى أخرى، حيث أخذت أعلى قيمة لها في السنوات (1993، 1997، 1998م).

لكن إذا قِيس حجم هذه الفجوة بالمقارنة مع الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية فإننا نلاحظ أن أكبر نسبة حُصل عليها كانت متطابقة مع السنوات الثلاثة المذكورة أعلاه. وبلغ متوسط الزيادة السنوية في المعروض النقدي، في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1988–2000م ما قيمته 107.8 مليار دينار، ويكشف لنا الجدول أدناه أن عدم التناسب بين معدل نمو مخزون النقود ومعدل نمو الناتج الداخلي الخام أدى إلى حدوث اختلال بين الطلب الكلي والعرض الكلي للسلع والخدمات ومن ثم بروز الضغط التضخمي الذي ظهر في شكل ارتفاعات مستمرة في الأسعار.

- غير أن أحد الأسباب الأساسية لبروز فجوة تضخمية في السنوات من 1994 إلى 1999م يعود إلى التخفيض الكبير الذي حدث في العملة والتقلص المقابل في نمو الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية، كما أن الأساس النظري الذي ينطلق منه هذا المقياس، وهو النظرية الكمية للنقود التي تفترض ثبات الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية واستقلاليته عن التغيرات النقدية وثبات سرعة التداول الدخلية وغيرها، كل هذا غير صحيح بالمقارنة مع ما يحدث في الحياة الاقتصادية من تأثيرات متبادلة فيما بين هذه المتغيرات. حيث تركز هذه النظرية الاهتمام على الإفراط في عرض النقود وما ينجم عنها من ارتفاع في الأسعار متجاهلة إمكانية تسرب الفائض في الأرصدة النقدية باتجاه سوق خدمات عناصر الإنتاج أو سوق الأصول المالية.

2- معيار فائض الطلب :

بالإضافة إلى حجم الإفراط النقدي، يمكن قياس الفجوة التضخمية كذلك بدلالة فائض الطلب الكلي الذي ينتج عن الاختلال الموجود بين النمو في مخزون النقود والنمو في الناتج الداخلي. إذ أنه من المعروف أن الزيادة في مجموع الإنفاق الوطني بالأسعار الجارية عن مستوى الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية تشكل فائض طلب كلي على الصعيد المحلي. وينعكس هذا الفائض في شكل ارتفاع في الأسعار الخاصة بالسلع والخدمات المُنتجة بعد استبعاد الجزء الذي يستوعبه العجز الموجود في الميزان التجاري، ويمكن التعبير عن ذلك رياضيا بالمعادلة :

$$EAD = C + I + \Delta S - Y = A + \Delta S - Y \qquad ......(4-11)$$

بحيث أن EAD، Y هي فائض الطلب الكلي، والناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية، أما C، I، ΔS، A فهي القيم الاسمية لكل من الاستهلاك الخاص والعمومي، الاستثمار الكلي، التغير في المخزون وحجم الاستيعاب المحلي على الترتيب.

ويستند هذا المقياس إلى المنطلقات الأساسية لفكرة الطلب الفعال في تحديد مستوى السعر لدى كينز، وهي الفكرة التي تشير إلى مراحل تناقص الكفاءة الحدية لرأس المال والعمل حينما يكون النشاط الاقتصادي قد اقترب من مستوى التشغيل الكامل، بحيث أن كل زيادة في حجم الطلب الكلي لا تقابلها نفس الزيادة في حجم الإنتاج، ويؤدي ذلك على ظهور التضخم الفعلي[1] .

ويمكن قياس نسبة الفجوة التضخمية عن طريق تقسيم فائض الطلب الكلي المحسوب بالمعادلة (4-11) على الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية. حيث أنه كلما كبرت هذه النسبة دل ذلك على حدوث ضغط متزايد على الموارد المحلية، مما يدفع بالأسعار في الداخل إلى الارتفاع، وإذا تتبعنا تطور هذه النسبة في أواخر القرن الماضي نجدها آخذة في التزايد من سنة لأخرى حسب ما يبينه الجدول (4-2) أدناه، فباستثناء السنوات 1988، 1989، 1990و 1995م، نجد باقي سنوات أواخر القرن الماضي قد تميزت بنسب مرتفعة، بحيث أن التطور الانفجاري لهذه النسبة لخير دليل على وجود الضغوط التضخمية، وتمثل الفجوة التضخمية بهذا الحجم ضغطا على المقدرة الفعلية للإنتاج الداخلي وعلى الطاقة الاستيرادية للاقتصاد الوطني.

[1] لمزيد من التفصيل، أنظر الصفحة رقم 58.

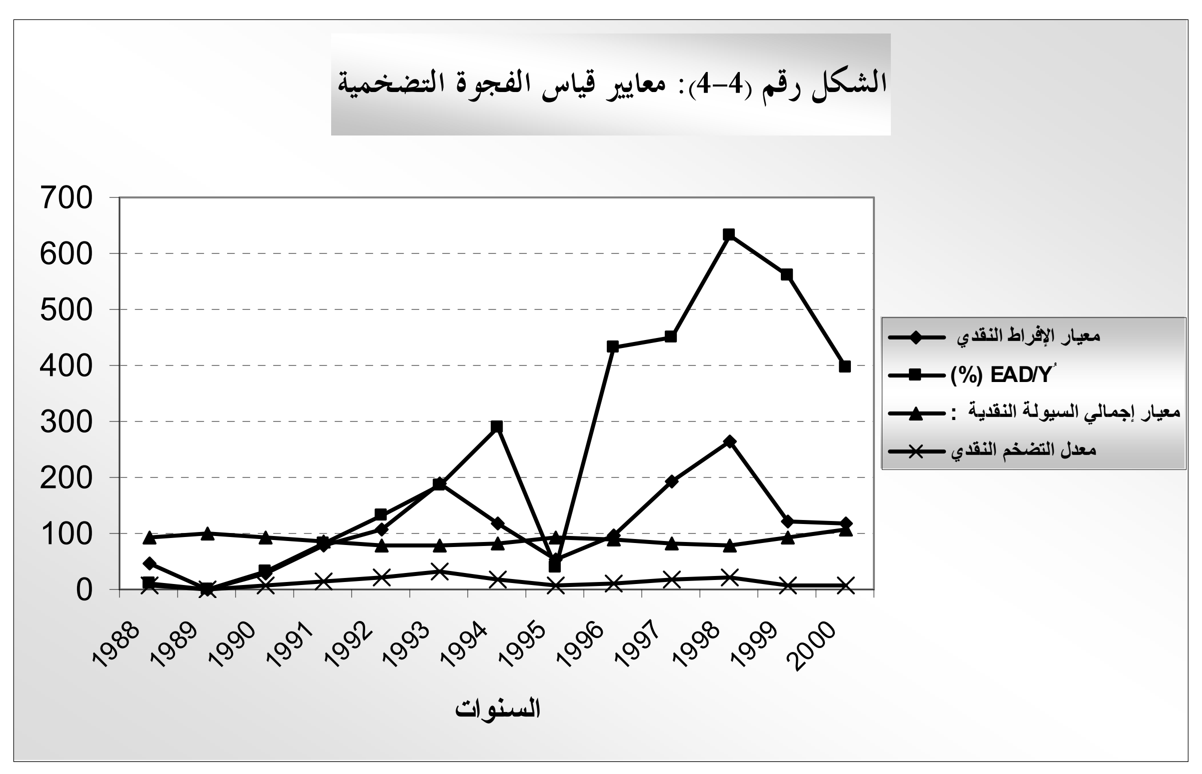
الجدول رقم (4-2): معايير قياس حجم الفجوة التضخمية خلال الفترة 1988–2000م

البيان / السنوات	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
معيار الإفراط النقدي : $LG = MS[\Delta MS/MS - \Delta Y/Y]$	45.41	0.61	27.4	77.8	106.8	190.0	117.2	51.9	97.0	191.9	265.3	120.7	118.6
معيار فائض الطلب الكلي : $EAD = (A + \Delta S) - Y$	48.34	6.18	142.5	367.3	606.2	780.5	1164.5	165.7	1957.1	2051.1	2380.4	2633.7	2500.4
% EAD/Y	12.0	1.5	32.6	82.0	131.0	185.2	287.6	38.1	433.3	450.5	631.0	561.4	398.1
معيار إجمالي السيولة النقدية : % $(1+\pi) = (1+m)/(1+q)$	93.0	99.8	92.8	84.6	80.0	77.0	83.7	93.75	89.8	82.4	79.1	91.1	106.6
معدل التضخم النقدي : $\pi = (m-q)/(1+q)$	7.1	0.2	7.7	15.4	20.0	33.0	16.3	6.25	10.2	17.2	20.9	7.9	6.6

المصدر :

1. كريم النشاشيي و آخرون، مرجع سابق، ص22.
2. بنك الجزائر.
3. الديوان الوطني للإحصائيات.

ويمكن إسقاط بيانات هذا الجدول على المنحنى التالي :



المصدر : من إعداد الطالب، بناءا على معطيات الجدول (4-2).

كما يمكن قياس التضخم عن طريق معيار إجمالي السيولة المحلية (M_2) إذ أنه إذا ازدادت هذه الأخيرة بمعدل يفوق معدل الزيادة السنوية في الناتج الداخلي الخام، فإن ذلك يؤدي إلى إحداث معدلات تضخم مرتفعة. ويمكن صياغة هذا المعيار رياضيا وفقا للمعادلة التالية :

$$(1+\pi)=(1+m)/(1+q)$$

حيث أن π هو معدل التضخم النقدي، $(1+\pi)$ هو معيار إجمالي السيولة المحلية، m معدل التغير السنوي في السيولة المحلية،و q معدل التغير السنوي في الناتج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية. وبترتيب بسيط يمكن التعبير عن معدل التضخم النقدي بالمعادلة :

$$\pi=(m-q)/(1+q)$$

وتشير البيانات الإحصائية الموجودة في السطر الأخير من الجدول (4-2)، إلى أن الاقتصاد الجزائري قد شهد معدلات تضخم نقدي مختلفة في أواخر القرن الماضي، وعرفت أعلى معدل لها في سنة 1993م بنسبة 33%، وهي السنة التي حدث فيها انخفاض حاد في معدل نمو الناتج الداخلي الخام بالأسعار الثابتة بحيث سجل قيمة سالبة (-8.8%) مقابل توسع نقدي قدره 21.5% (أنظر الملحق رقم (2-2)).

وبإجراء مقارنة لمعدلات التضخم النقدي مع معدلات التغير في المؤشر العام لأسعار الاستهلاك نلاحظ ما يلي :

1. هناك فارق محسوس ما بين المعدلين خلال السنوات من 1988- 2000م، ويعود ذلك إلى كون معدلات التضخم العام في الجزائر خلال العشرية الأخيرة من القرن الماضي ليس كلها مصدرها التضخم النقدي.
2. هناك تعارض واضح ما بين المعدلين في السنوات (1994، 1995 ، 1998م)، مما يعني أن نسبة كبيرة من التضخم الذي حدث في هذه الفترة كان مصدرها عملية التخفيض في العملة، قلة الموارد من النقد الأجنبي، ضغوط خدمة المديونية والنسبة الباقية تعود على عوامل أخرى داخلية، وفي مقدمتها زيادة التكاليف وتدهور الإنتاج الداخلي الخام بالأسعار الحقيقية.
3. تبين لنا بيانات سنة 1989م بأن معدل التضخم الذي ساد الاقتصاد الوطني آنذاك، لم يكن مصدره التضخم النقدي بقدر ما كان يعود إلى قانون الأسعار الجديد الذي بدأ به العمل في ذلك الوقت.
4. إن الانخفاض الذي سُجّل في معدل التضخم خلال الأربعة سنوات الأخيرة من القرن الماضي، بالرغم من تسجيل تضخم نقدي وصل إلى 20.9% سنة 1998م يعود في رأينا إلى تقلص الطلب الكلي وانهياره في مجموعة معينة من السلع والخدمات ذات الضرورة القصوى لدى الفئات العريضة من المجتمع.
5. إن محاولة إجراء مقارنة ما بين المعيار الأول (الإفراط النقدي) والمعيار الرابع (التضخم النقدي) في الجدول السابق توضح لنا بأن السنوات التي عرفت قيما مرتفعة في المعيار الأول تقابلها نسبا مرتفعة في المعيار الرابع، كالسنوات (1993،1997، 1998م).

المبحث الثاني : أسباب ومصادر التضخم في الجزائر

إن دراسة أسباب التضخم لبلد معين هو أمر معقد ومركب، لما يستلزمه من التعمق في تحليل الميكانيزمات التي تحرك الاقتصاد الوطني، وعلاقة ذلك بالتشكيلة الاقتصادية والاجتماعية للمجتمع، كما أنه يتحتم علينا التطرق على انعكاسات الأزمة الاقتصادية العالمية على الاقتصاد الوطني، وعلى كل حال فإن من أهم الأسباب والمصادر التي تؤدي إلى تحريك الأسعار نحو الأعلى وظهور بذلك القوى التضخمية، هو المناخ الذي توفره البيانات النقدية، المالية والاقتصادية المختلفة التي تطبقها الدولة من جهة، والطرق المالية، التجارية والتقلبات العشوائية في حجم ونوعية التجارة الدولية من جهة أخرى، وإذا تأملنا في طبيعة الاقتصاد الجزائري نجد أنه قد تميز منذ بداية عقد الثمانينات بأزمة جدية من ناحية الأداء والفعالية، حيث أن أغلب النشاطات الاقتصادية لم تكن تشتغل بالكفاءة المتعارف عليها دوليا، وهو ما ينعكس منذ ذلك الوقت على التوازنات المالية الداخلية للبلد، بحيث تولدت عنه اتجاهات تضخمية داخلية، ثم إن العرض الكلي لم يكن قادرا على مسايرة الزيادات المتتالية في الطلب، والتي ظهرت في السوق جراء التطبيق السلبي للسياسات النقدية التوسعية.

بالإضافة إلى هذا، فإن حجم وهيكل التجارة الخارجية للدولة مع سياسات سعر الصرف المطبقة من شأنهما هما أيضا التأثير في الاتجاهات التضخمية، ويمكن تحليل ومناقشة أهم الأسباب المكونة للضغوط التضخمية في الجزائر عبر المصدرين الداخلي والخارجي.

المطلب الأول : الأسباب والمصادر الداخلية لظاهرة التضخم في الجزائر

لقد اتبعت السلطات النقدية في الجزائر لمدة طويلة سياسة اقتصادية عامة، بنيت على نظام التخطيط المركزي، فلم تظهر السياسة النقدية بمعناها الحقيقي والمستقل، حيث كان خلق النقود يتم بصورة موسعة لتغطية العجز عند توزيع الموارد، مما أدى إلى عدم القدرة على التحكم في التوازنات الاقتصادية كالتضخم والمديونية، وفي نهاية الثمانينات من القرن الماضي يمكن أن نميز ثلاثة مؤشرات أساسية للاقتصاد الجزائري هي :

- وجود فائض مهم في السيولة النقدية.
- فائض في الطلب الداخلي.
- جمود في العرض الداخلي من السلع.

أما الأول (الفائض في السيولة النقدية) فيعود أساسا إلى عجز الخزينة المُعوَّض عن طريق الإصدار النقدي، إذ قدر هذا العجز في نهاية عام 1990م بحوالي 190 مليار دينار (وهو ما يعادل 9.5 مليار دولار في تلك الفترة)، والى العجز المالي للمؤسسات العمومية والمُغَطَّى من طرف البنوك التجارية بفضل إعادة التمويل لدى بنك الجزائر، إذ قدر هذا العجز في حدود 126مليار دينار[1]. كما لضعف القطاع المصرفي والدور الضعيف الذي يلعبه في النشاط الاقتصادي أثر بالغا في تعميم ذلك الفائض في السيولة النقدية، بحيث أن 50% من الكتلة النقدية المتداولة في الاقتصاد الوطني كانت خارج النظام المصرفي في سنة 1990م، وهو ما يعادل 153 مليار دينار والتي انخفضت بعد عشر سنوات من ذلك إلى أقل من 40%. ومع هذا ما تزال هذه النسبة بعيدة عن المعايير الصحيحة المتعارف عليها في الاقتصاديات المتطورة والتي يجب ألا تتعدى 20% في أسوا الأحوال.

أما عن جانب الطلب الكلي، فإن التطورات الاقتصادية والاجتماعية التي عرفها المجتمع الجزائري هي التي زادت من حجم أهميته لدى كل المؤسسات والعائلات. ولقد ساهمت عدة عوامل في توسّع الطلب، منها كمية النقود المتداولة في الاقتصاد الوطني بالنسبة للنشاطات الرسمية وغير الرسمية، وجود عدد مهم من الدخول الأجرية وغير الأجرية موجهة للاستهلاك وعلى الخصوص تلك الأرباح المهمة والمحققة من المضاربة في الريوع من طرف القطاع الاقتصادي الخاص.

بيد أن جانب العرض كان صلبا، جامدا وغير متجاوب مع التوسع المتتالي في النشاطات الاقتصادية الرسمية وغير المعلنة في تلك الفترة، فالتزايد في عرض السلع والخدمات كان ضعيفا بسبب مستوى الإنتاجية المنخفض في عوامل رأس المال والعمل على السواء وفي مجمل القطاعات والفروع الاقتصادية. وزاد في ضعف الإنتاجية هذه، الاستعمال السيئ للطاقات المتوفرة، بحيث لم تتعدى 57% في السنوات ما بين (1988-1991م)، أو فائض العمالة الذي زاد من التدهور في مقدرة العامل على إتقان عمله، كما كان لارتباط مستوى الإنتاج المحلي بحجم الواردات من السلع الوسيطية والمواد الأولية أثرا كبيرا على النمو والتوسع في العرض، إذ كانت مرونة الإنتاج بالنسبة للواردات تدور حول قيمة قدرها 11 قبل سنة 1991، وهو ما يبين أن كل قيد مالي خارجي ينعكس مباشرة على معدلات استعمال الطاقات الإنتاجية[2].

---

[1] Bouzidi Abdelmadjid, **Les années 90 de l'économie algérienne** (Alger : ENAG éditions, 1999), p24.
[2] Ibid , p27.

بالإضافة إلى ذلك فإن عدم كفاية العرض أدى في بعض الأحيان إلى انتشار ظاهرة الندرة وعمليات الشراء الاحتياطية، مما شجّع على تسارع الضغوط التضخمية من هذا الجانب.

وكنتيجة لذلك انهارت كل محاولات الاحتفاظ بالأرصدة، ومنه قنوات الادخار التقليدية لصالح الإنفاق الفوري بسبب ظاهرة الندرة المتفشية في الاقتصاد على المستوى الاستهلاكي، وحتى الإنتاجي في بعض الأحيان. وكانت الأسعار تمثل سببا ونتيجة في نفس الوقت للتشوهات السائدة في الاقتصاد الوطني حتى نهاية النصف الأول من عقد التسعينات[1].

ويرى البعض من المحللين الاقتصاديين بأن أهم العوامل التي تتولد عنها الضغوط التضخمية في الجزائر يمكن حصرها في الأسباب التالية[2] :

1. التوسع في مكونات الإنفاق الكلي المحلي من خلال التزايد المستمر في الاستهلاك الخاص، العام والإنفاق الاستثماري.
2. الزيادة في التكاليف الإنتاجية.
3. التوسع النقدي غير المراقب ودور المديونية الداخلية وعجز الميزانية في تفاقمه.

وفيما يلي سنتطرق لهذه المصادر الثلاثة بنوع من التفصيل والتحليل من خلال ما يتوفر لدينا من بيانات إحصائية ممكنة:

1- توسع الإنفاق الكلي في الجزائر :

إن من أهم العوامل المسؤولة عن ارتفاع الأسعار في كل المراحل التي مر بها الاقتصاد الجزائري هي السياسات التوسعية في الاستهلاك وأنماط الاستثمار المعتمدة (الإنفاق الكلي المحلي)، ويشكل قطاع الأجراء الجزء الأكبر من مستهلكي السلع والخدمات في البلاد، ومنه تكون الأجور العنصر الأكثر أهمية في تحديد المستوى العام للطلب الكلي، حيث أن كل زيادة في هذه الأخيرة يكون لها الأثر المباشر على المستوى الأسعار السائدة في الاقتصاد، وذلك نظرا لوجود فترات تأخير ما بين الزيادة في الطلب الفعلي الذي تواجهه السوق يوميا، وبين الجهاز الإنتاجي الوطني الذي يتطلب مدة زمنية طويلة حتى يتكيف مع الطلب الجديد، وفي أغلب الأوقات يكون هذا التجاوب ضعيفا إن لم يكن سلبيا في حالات أخرى، وفي هذه الحالة يتم اللجوء للاستيراد، وهو ما قد يتطلب فترات تأخير أخرى.

1-1 التوسع في الاستهلاك العام والخاص:

رغم تقلص حجم النشاطات التي تتدخل فيها الحكومة في السنوات الأخيرة، إلا أن الرقم القياسي للاستهلاك الحكومي يتزايد من سنة إلى أخرى، وهذا ما يعكس لنا دور الحكومة الجزائرية في النشاط الاقتصادي من خلال مساهمتها في توسيع الاستهلاك العام، وعلى الخصوص بعد إبرام اتفاقية التمويل الموسع مع صندوق النقد الدولي في ماي 1995م. إلا أن حجم الأزمة الأمنية والظروف التي تطلبتها من إنشاء إقامات خاصة وشروط الاحتراز الأمني كان لها دور رئيسي في تزايد حجم الاستهلاك العام، بالإضافة إلى النشاطات التقليدية الأخرى للحكومة، هذا و يجب أن لا ننسى ما لعملية التخفيض الكبيرة في قيمة العملة من دور في تضخيم هذه الأرقام.

---

[1] Bada Ahmed , **l'Algérie : Diagnostic d'un non-développement** (Paris : l'harmattan, 1999), P 281.
[2] Benachenhou Mourad , **Inflation, devaluation, marginalisation** (Alger : Dar Echarifa, 1993), P 05 .

فلو أخذنا حجم الاستهلاك بالأرقام الحقيقية لسنة 1988م لوجدنا قيمته تمثل 67.1 مليار دينار، وبلغ 93.3 مليار دج سنة 1999م، وواضح من ذلك أن الفرق في مدة 12سنة كان لا يتعدى 26.2 مليار دينار بالقيم الحقيقية بنسبة تغير قدرها 39% خلال هذه المدة ، وبمتوسط معدل نمو سنوي لا يزيد عن 3 %.

أما إذا قارنا ذلك بمعدل التغير في الاستهلاك الخاص، مقيما بالأسعار الثابتة فنلاحظ أن نسبة التغير كانت تساوي 44.8% (خلال نفس المدة)، والتي تمثل معدل نمو سنوي قدره 3.4%. ومنه نقول أن نسبة الزيادة في الاستهلاك النهائي تعود إلى زيادة الاستهلاك الخاص أكبر منها بالنسبة للاستهلاك العام في الجزائر، خلال الفترة التي عرفت بعدم الاستقرار السياسي والأمني.

2-1 توجيه الاستثمار الإجمالي لمشاريع غير الإنتاجية :

خلال الخمسة عشر سنة الأخيرة تركزت أغلب الاستثمارات في الجزائر على مشاريع ثانوية، حيث كانت أغلب الأموال الموجهة للإستثمار يستحوذ عليها قطاع المحروقات الذي له علاقة مباشرة بالسوق الخارجية، ويكون هذا على حساب المشاريع ذات الطبيعة القاعدية أو الإنتاجية على العموم، التي كانت الأموال الموجهة إليها لا تزيد عن الثلث من مجمل الإنفاق المحلي في الاقتصاد الوطني.

2- الزيادة في التكاليف الإنتاجية:

إن من بين أهم الأسباب الرئيسية في ارتفاع التكاليف الإنتاجية في الكثير من القطاعات الجزائرية انخفاض مستوى الإنتاجية، وهذا ما يدفع بالأسعار نحو الارتفاع وخصوصا في الحالات التي لا يكون فيها ثمة قيود سعرية على المنتجات النهائية، حينما يكون بإمكان المنتج نقل التكاليف الإضافية إلى المستهلك في شكل زيادات تراكمية واحتكارية على الأسعار. وتشمل الإنتاجية كل العوامل المساهمة والعناصر المكونة للمخرجات النهائية وغير النهائية من السلع والخدمات في المجتمع مثل إنتاجية العمل البشري، إنتاجية الأصول الثابتة وإنتاجية الأراضي وغيرها.

بالإضافة إلى انخفاض مستوى الإنتاجية، يعتبر ارتفاع تكلفة الأجور أيضا من بين أهم العناصر المساهمة في زيادة التكاليف في الاقتصاد الجزائري، حيث أن هذا العنصر يشكل نسبة مرتفعة من رقم أعمال أغلب المؤسسات الاقتصادية العمومية في الجزائر. بالإضافة إلى ذلك، أن الأجور تعد جزءا من مكونات الدخل الوطني، وهي رافد من روافد الطلب الكلي في المجتمع، بحيث أن أية محاولة للرفع منها يؤثر على تيار الإنفاق الذي يشجع على بروز اتجاهات تضخمية جديدة.

وفي ظل الاقتصاديات التي تسود فيها مبادئ الرشادة على كل مستويات الحياة الاجتماعية والاقتصادية، لا تكون الزيادات في الأجور والمرتبات، المعممة على مجمل الاقتصاد، مبرّرة إلا في ظل توفر حالتين[1]:

1. سيادة الازدهار الاقتصادي الذي يخلق حالة من التشغيل الكامل وبالتالي سيادة المنافسة من طرف المؤسسات الإنتاجية والخدمية على العمالة مما يخلق نوع من الاختلال الظرفي في سوق العمل لصالح الأجراء، وعندئذ تكون كل الظروف مواتية لزيادة الأجور كما تفسره النظرية الكلاسيكية.

[1] Ibid , p06.

2. زيادة الإنتاجية في الجهاز الاقتصادي والتي تسمح لمالكي المؤسسات بزيادة أرباحهم وفي نفس الوقت تبرر مطالب الأجراء بزيادة حصتهم من توزيع الدخول الإضافية التي كان مصدرها تحسن إنتاجية العمل.

بيد أن الزيادة في الأجور، في الاقتصاد الوطني ليست مبررة بأي من الحالتين المذكورتين أعلاه، فكان الدافع الأساسي لهذه الزيادات في أغلب الأوقات سياسيا لامتصاص الغضب الاجتماعي أو تمرير مشاريع قوانين خاصة أو إجراء انتخابات معينة. وقد ساهمت تلك الزيادات في التردي المالي لأغلب المؤسسات العمومية قبل منتصف العقد الأخير من القرن الماضي.

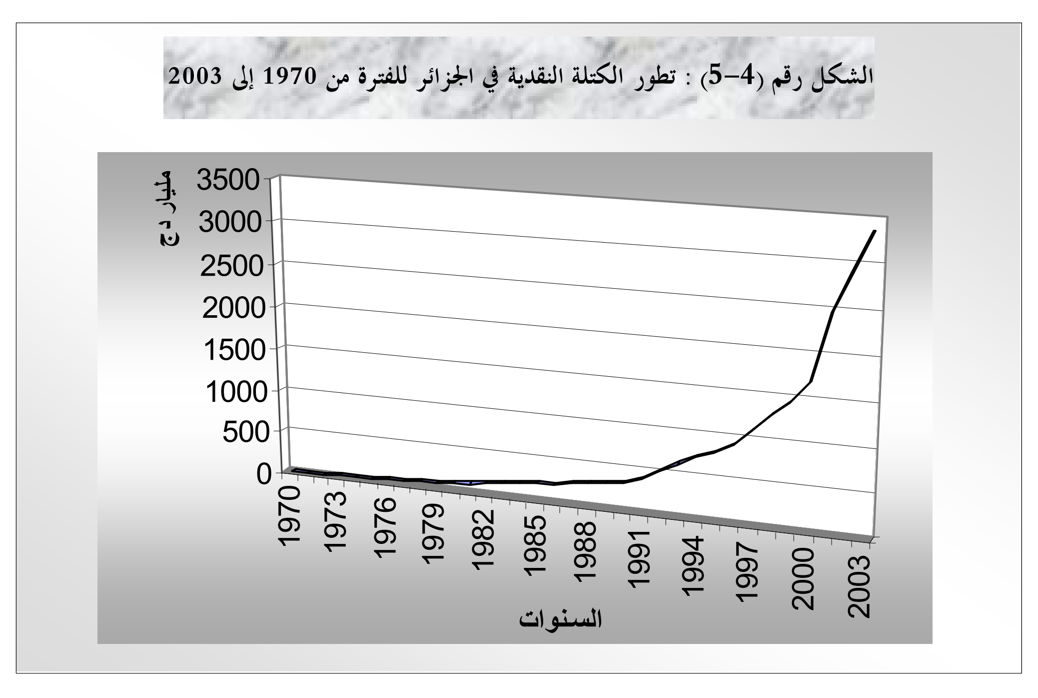
ويمكن أن نستشف أهمية مساهمة كتلة الأجور في تكاليف الإنتاج لدى المؤسسات الجزائرية من خلال النسبة المقدرة لهذه الكتلة التي لا تقل على 41%، وتصل في بعض الأحيان إلى90 % من مجمل التكاليف التي تتحملها المؤسسة للحصول على المخرجات السلعية. أضف إلى ذلك الزيادات التي حدثت في تكاليف المواد الأولية، المنتجات نصف المصنعة والاهتلاك الذي يحدث في السلع الإنتاجية، وهي مواد كلها تعتمد على الاستيراد الذي تتغير قيمته تبعا للتذبذبات السائدة في السوق الدولية والتخفيض الذي يحدث في سعر صرف الدينار. ولقد اتجهت تكاليف هذه المواد في نهاية عقد الثمانينات وحتى منتصف التسعينات إلى التضخيم في الفاتورات بسبب عمليات التأخر في الدفع وما ينجّر عن ذلك من زيادة الفوائد والتقليل من هامش التحرك في تمويل وارداتنا من هذه السلع، وبهذا تراكمت العيوب الهيكلية لتزداد التكاليف الإنتاجية.

3- التوسع النقدي غير المراقب والعجز في الميزانية :

في الكثير من الحالات تكون النقود وسيلة لتغذية وازدهار الاقتصاد، لكن لها في بعض الأحيان أخطار تتسبب في ظهور أزمات جد صعبة، وهذا ما جاء على لسان Berger Pierre عندما قال[1] : " النقود للاقتصاد مثل الأكسجين للحياة تقوم بحق البيئة الاقتصادية إذا وجدت بإفراط". ولقد تطلبت سياسة التنمية في الجزائر مع بداية السبعينات من القرن الماضي أموالا باهضة لتحقيق الاستثمارات والمشاريع المسطرة، مما دفع بالدولة إلى اللجوء للاقتراض واستخدام الوسائل الجبائية، وتوسيع الإصدار النقدي-حتى بدون مقابل من ذهب وعملة صعبة- وهذا ما أدى إلى زيادة الوحدات النقدية في الدورة الاقتصادية بدون زيادة في السلع الاستهلاكية، الشيء الذي من شأنه أن يدفع الأسعار نحو الارتفاع.

والشكل الموالي يبين تطور الكتلة النقدية في الجزائر للفترة من 1970 إلى 2003 :

[1] Berger Pierre , **La Monnaie et ses mécanisme** (Alger : Edition Bouchene, 1993), P108.



المصدر: من إعداد الطالب، باعتماد على بيانات الملحق (2-5).

ويعتبر التضخم المتولد عن الإصدار النقدي غير المراقب نتيجة منطقية للمصدرين السابقين للتضخم، بالإضافة إلى التوسع في الإنفاق الحكومي، تفاقم المديونية العمومية والعجز الدوري في الميزانية. ونلاحظ من الشكل (4-5) الاتجاه العام المتزايد للكتلة النقدية بمعناها الواسع (M_2) في العقود الأخيرة، فمثلا في الفترة 1989–2000م نجد أن هذه الكتلة قد تضاعفت خمسة مرات، في حين تضاعف الناتج الداخلي الخام تسع مرات (أنظر الملحقين (2-2) و(2-5))، وهو ما يدل على أن المصادر الرئيسية للتضخم في الجزائر لا تتحملها عملية الإصدار النقدي لوحدها وإنما هناك عوامل أخرى منها الداخلية والخارجية، وعلى الرغم من أن معامل السيولة الإجمالية كان قد وصل إلى مستويات عليا سنة 1988م، إلا أنه أخذ اتجاها تنازليا نظرا لتحسن سرعة دوران النقود في سنوات التسعين الأخيرة وإتباع سياسة نقدية متشددة من طرف السلطات النقدية (أنظر الملحق رقم (2-7))، على أن المشكل الذي تواجهه سوق المعاملات النقدية في الجزائر يتمثل في كون نسبة أو معامل السيولة المحلية بالنسبة للنقود بمفهومها الضيق، ومعامل السيولة بالنسبة للنقود المتداولة خارج البنوك يكون مرتفعا جدا بالمقارنة مع المستويات النظرية المطلوبة، بحيث أن هذا المعامل كان يمثل نسبة تَفُوق الـ 70% بالنسبة للأول و تَفُوق الـ 30% بالنسبة للثاني عام 1988. وتعتبر هذه النسبة مرتفعة مع مثيلاتها لدى الدول المغاربية المجاورة والتي لم تتعد لديها هذه النسبة 51% بالنسبة للأولى و23 % بالنسبة للثانية.

بيد أن التطور الذي حدث في ميزانية الدولة وتراكم المديونية العمومية لعب دورا مهما في تكوين الضغوط التضخمية، بحيث تؤثر مستويات الإنفاق العام تأثيرا مباشرا على مكونات السيولة المحلية. ويعتبر التوسع في الإنفاق العام أحد مكونات الإنفاق الكلي. ولقد مولت عائدات المحروقات التي تشكل أكثر من 50% من الإيرادات العامة للخزينة، مستويات عالية من الإنفاق في مطلع عقد التسعينات، ولذلك يعتبر الإنفاق العام عاملا مهما في دعم الضغوط التضخمية، إذ يجري استخدام هذه الإيرادات في تمويل النفقات العامة من السلع والخدمات سواء بطريقة مباشرة، من خلال الاستهلاك النهائي أو من خلال الدخول الموزعة على الموظفين وباقي المستفيدين من التحويلات والإعانات مثل

المنح الموجهة لبعض الفئات من المجتمع الجزائري، كالمجاهدين وغيرهم من ذوي الحقوق. وتشكل الأجور الموزعة من طرف الدولة العنصر الأهم في النفقات العامة بحيث تطورت كتلة الأجور خلال الفترة 1988– 2000م بنسبة 517% بينما تطورت النفقات العامة خلال نفس الفترة بنسبة قدرها 692.7%[1].

ومع أن الارتفاع الذي حدث في الأجور في الكثير من الأنشطة والقطاعات الاقتصادية وغير الاقتصادية في الجزائر في بداية عقد التسعينات قد أدى بلا شك إلى ارتفاع التكاليف الإنتاجية وزيادة حجم الإنفاق الجاري للحكومة، إلا أن ذلك ليس بالحجة الصحيحة التي تجعلنا نبالغ في تقدير الدور الذي لعبه ارتفاع الأجور في إحداث الموجة التضخمية التي سادت الاقتصاد الوطني في أغلب سنوات الخمس عشرة الأخيرة، وذلك لأن الأجور لم تكن وحدها المسؤولة عن ارتفاع تكاليف الإنتاج المحلية، بل ارتفعت أيضا أسعار المستلزمات الأخرى مثل أسعار المواد الأولية الوسيطية والرأسمالية المستوردة من الخارج كرد فعل للتخفيض القوي في قيمة العملة الوطنية، وقد ساعد في ذلك أيضا الأوضاع الأمنية والسياسية المتردية التي عرفها الشارع الجزائري خلال تلك الفترة.

بالرغم من كل هذا يمكن القول بأن مصادر التضخم الداخلية، على كثرتها لم تؤدي إلى إحداث ضغوط تضخمية قوية كتلك التي أحدثتها المصادر الخارجية للتضخم مثل التضخم المستورد، ودور سعر صرف العملة وأسعار الفائدة الدولية والمديونية الخارجية وأسعار المنتجات النفطية وفي مقدمتها سعر البترول الخام، كما سنرى في الفقرة القادمة.

المطلب الثاني : الأسباب والمصادر الخارجية لظاهرة التضخم في الجزائر

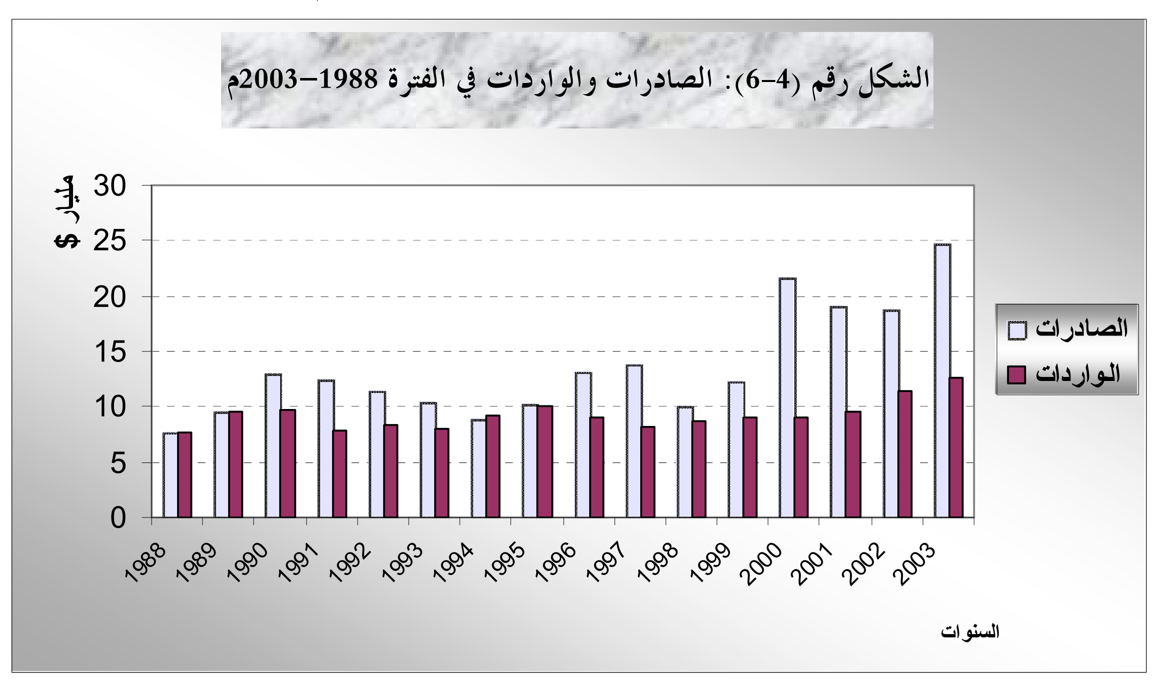
إن انفتاح الاقتصاد الجزائري على غرار أترابه في الدول النامية على السوق الخارجية، عبر الواردات من السلع والخدمات، التي تتضمن أوتوماتيكيا التضخم الذي تعاني منه الدول المنتجة لهذه السلع والخدمات، من شأنه أن يزيد من حدة الظاهرة (التضخم) محليا، وما يساعد على ذلك أيضا اختلال ميزان المدفوعات، والتذبذبات التي تحدث في سعر الصرف العملة المحلية بالمقارنة مع العملات الرئيسية المتداولة في الاقتصاد العالمي، دون أن ننسى دور المديونية الخارجية في هذا الإطار.

1- التضخم المستورد إلى الجزائر :

إن هذا المصدر الخارجي هو انعكاس للتطور الذي حدث في حجم التجارة الخارجية ودرجة الانفتاح الاقتصادي في الجزائر، من حيث أن هذين العاملين عرضا السياسات الاقتصادية الداخلية الجزائرية للتأثر بالتطورات الاقتصادية الدولية عبر قنوات التجارة الخارجية. وما ساعد على ذلك أيضا طبيعة العادات الاستهلاكية وأنماط التنمية المتبعة، حيث نلاحظ أن الجزائر مثلا تعتمد بأكثر من ربع على المنتجات الفرنسية،كونها مستعمر قديم لها، كما أن فرنسا تعتبر أول دولة موردة للجزائر في العالم، وعلى الرغم من بروز منتجات في دول أخرى (مثل أسيا) منافسة للسلع والخدمات الفرنسية من ناحية الجودة والسعر بشكل كبير، إلا أن المستورد الجزائري ما زال يفضل دائما السلع الفرنسية لعدة اعتبارات، منها العوامل الثقافية، قرب المسافة ومشاكل التموين بقطع الغيار. فأسعار هذه المنتجات تلعب دورا كبيرا في التأثير على مستوى الأسعار المحلية خاصة إذا تعلق الأمر بسلع التجهيز والإنتاج.

[1] قدمت هذه النسب من طرف الديوان الوطني للإحصائيات.

إذن، من أجل اقتفاء آثار التضخم المستورد في الجزائر، لا بد من تبيان الأهمية النسبية للواردات في الاقتصاد الوطني، لذلك نسلط الضوء على تطور أرقام المبادلات بعد سنة 1988م ،المبينة في الملحق رقم (2-9) والممثلة في الشكل التالي:



المصدر : من إعداد الطالب باعتماد على بيانات الملحق رقم (2-9) .

نلاحظ من خلال الشكل (4-6) ارتفاع واردات الجزائر من 7.7مليار دولار سنة 1988، إلى 12.674 مليار دولار سنة 2003،كأعلى قيمة لها في هذه الفترة، أي نسبة تغير كلي قدرها 64.6 % ، وبمتوسط نمو 04.01%، إلا أن حجم هذه الواردات بقي يتذبذب صعودا وهبوطا تبعا للتطور الذي يسلكه سعر برميل النفط وبالتالي الحصيلة الكلية لإيرادات الصادرات.

ولقد مثل هذا التذبذب في قيمة وحجم الواردات من السلع والخدمات قناة هامة لنقل التضخم العالمي إلى الاقتصاد الوطني عبر التطور السريع في الرقم القياسي للواردات، والذي يعطينا صورة واضحة عن تلك الضغوط التي تعرض لها الاقتصاد الوطني جراء ارتفاع الأسعار العالمية وتدهور معدلات التبادل بالنسبة للتجارة الخارجية. بالنظر إلى الجدول (2-9) بالملحق الإحصائي، نجد انه في الوقت الذي عرف فيه مؤشر أسعار الصادرات انخفاضا من 66.6 سنة 1988 إلى 55.5 سنة 1998، نجد أن مؤشر أسعار الواردات ارتفع من 60 إلى 760 خلال فترة نفس الفترة، بينما تدهورت حدود التبادل من 111 إلى أدنى قيمة لها سنة 1998 وهي 7.0، ومع التحسن الذي سجله مؤشر أسعار الصادرات في السنتين 1999 و2000 إلا أن تزايد مؤشر أسعار الواردات بوتيرة نمو سريعة ترك معدل حدود التبادل أقل من 10 في السنتين المواليتين.

وتتغير حدة التضخم المستورد من الخارج بمدى التركيب الهيكلي للواردات، إذ أن هذا الأخير من شأنه أن يعطينا فكرة على مدى تبعية الجهاز الإنتاجي والاستهلاكي في الجزائر. ومن ثم على مدى حساسية الاقتصاد الوطني لاستيراد التضخم العالمي، فإذا كانت الواردات تحتوي على نسبة مرتفعة من السلع الغذائية ذات الاستهلاك الواسع يؤدي ارتفاع أسعارها العالمية، في ظل وجود عدم مرونة للإحلال المحلي لهذه السلع، إلى حدوث ضغوطات تضخمية داخليا، ومن

الضروري أن نشير هنا إلى طبيعة التركيب الهيكلي للواردات، من حيث كونها استهلاكية وسيطية واستثمارية أو غذائية، تلعب دورا في تحديد درجة وكيفية التأثر بالتضخم المستورد، فإذا كان الجزء الأكبر من هذه الواردات موجه للعملية الإنتاجية، والاستثمارية في شكل سلع وسيطية ورأسمالية لازمة للدفع بعملية التنمية الاقتصادية للأمام، يكون ذلك ضرورة لا بد منها. ويكون التأثر في ارتفاع أسعار هذه الواردات على الأسعار المحلية بطريقة غير مباشرة في شكل ارتفاع للتكاليف الإنتاجية ويأخذ فترة تأخير معينة يمكن السلطات المعنية أن تأخذ احتياطاتها اللازمة لمواجهة ذلك وتعتمد درجة تأثير واردات هذه السلع في العملية الإنتاجية على مدى مساهمتها كمدخلات بالنسبة لإجمالي المدخلات الصناعية الاستثمارية المحلية، أما إذا غلب على هذه الواردات أنواع السلع الاستهلاكية غير الضرورية، فإن ارتفاع أسعارها في الأسواق العالمية يجعل من السهل الضغط أو التقليل من حجمها بسبب مرونتها المنخفضة.

2- تطور حجم المديونية الخارجية واختلال ميزان المدفوعات :

عرفت أسعار الفائدة العالمية في بداية الثمانينات من القرن الماضي اتجاهات سريعة نحو الارتفاع، حيث كان الاقتصاد الجزائري قد دخل في برامج استثمارية وإنمائية طموحة معتمدا بنسبة شبه كلية على رؤوس الأموال الخارجية في شكل قروض مكثفة لا تتناسب ومستوى المردودية الضعيف في الإنتاج والنمو الديموغرافي القوي، مستفيدا من زيادة حصيلة الصادرات المعتمدة على المنتجات النفطية. ومما زاد في ضعف وتبعية الاقتصاد الجزائري هو شبه الهجرة التي حدثت من القطاع الزراعي باتجاه الصناعة وتعويض ذلك النقص الذي حصل في الإنتاج الفلاحي باستيراد متزايد للمواد الغذائية التي عرفت نمو سريعا في أسعارها الدولية. كل هذا مع سياسة البذخ المتبعة خلال ذلك العقد جعل حجم المديونية الخارجية للجزائر يتراكم بسرعة، وزاد من وطأة ذلك السقوط الحر لأسعار البترول في السداسي الأول لسنة 1986م، بحيث خسرت الجزائر ما يفوق 45% من حصيلة إيراداتها السنوية من صادرات البترول خلال الفترة (1986-1988م)[1].

فتدهور الميزان التجاري بسبب عدم إمكانية الضغط على بعض بنود الواردات الضرورية كالمواد ذات الاستهلاك الغذائي المباشر ومدخلات الإنتاج الفلاحي الوطني، كما كان للتدهور في ميزان المدفوعات بسبب أعباء المديونية الخارجية دورا أساسيا في زيادة الإختلالات في بنود هذا الأخير، إذ أن عب المديونية أصبح الهاجس الأول للسلطات النقدية وأحد العوامل الرئيسية لحدوث أزمة تمويل داخلي وخارجي ومن ثم انفجار الضغوط التضخمية نظرا للأسباب التالية :

- أصبحت السوق المالية مغلقة في وجه الجزائر ابتداء من عام 1987 بسبب بروز علامات صعوبة الدفع كنتيجة لانهيار أسعار البترول.
- كان حجم المديونية يتشكل في مجموعة من أربعة عملات رئيسية هي الدولار الأمريكي، الفرنك الفرنسي، الين الياباني والمارك الألماني، بحيث أن التذبذبات التي عرفها الدولار وعلى الخصوص تلك التي حدثت في بورصة نيويورك سنتي 1987 و1988، أدت إلى تضخيم حجم المديونية بالعملات الأخرى بنسبة 30% ، وهو ما يسمى بأثر تقييم المديونية (valorisation de la dette).

---

[1] Bouzidi Abdelmadjid, Op-cit, P32.

- تقلص مدة آجال استرداد المديونية وانخفاضها من تسعة سنوات عام 1986 إلى ثلاثة سنوات عام 1989، وأكثر من 83% كان يجب تسديدها قبل نهاية أكتوبر 1994.

وفي ظل المحافظة على الوفاء بالالتزامات المالية اتجاه الدائنين وجدت الجزائر نفسها خلال النصف الثاني من الثمانينات من القرن الماضي، في ورطة مالية مع انخفاض حصيلة الصادرات، والفشل في تحقيق إستراتيجية التنمية المتبعة من قبل، حيث ظهر عجز الحساب الجاري بمقدار 2.2 مليار دولار سنة 1986، بعد أن كان سجل فائضا قدره مليار دولار سنة 1985، وعلى الرغم من الضغط الذي مارسته السلطات على جانب الواردات في السنة الموالية لذلك إلا أن هذا العجز تفاقم واستمر في السنوات 1988 و1989 بحيث سجل عجزا قدره 2.04 و1.08 مليار دولار على التوالي[1].

كما سجل ميزان المدفوعات الكلي عجزا بمقدار 0.81 و0.64 مليار دولار خلال نفس السنتين (أنظر الجدول رقم (2-8) من الملحق الإحصائي)، واستمر هذا العجز حتى سنة 1991، أين عرفت أسعار المحروقات انتعاشا مؤقتا، وتم الضغط على الواردات لتنخفض من 9.8 مليار دولار سنة 1990 على 7.8 مليار دولار سنة 1991، ولكن هذا التقليص في حجم الواردات، نتيجة تدهور ميزان المدفوعات، كان على حساب الجهاز الإنتاجي الذي عرف تذبذبات مستمرة في التمويل بالسلع الوسيطية، مما دفع بالتكاليف الإنتاجية لأعلى، ومنه حدوث زيادة مفاجئة في أسعار منتجات السلع النهائية في السوق المحلية.

ونتيجة لاستخدام الجزء الكبير من القروض الخارجية إما لتمويل الاستهلاك، أو الاستثمارات ذات معدلات العائد المنخفض في المجمع الصناعي الحكومي الذي يعاني من مشاكل كثيرة، ارتفع رصيد الدين الخارجي المتوسط والطويل إلى 70 % من إجمالي الناتج الوطني في عام 1994 [2]، بينما انخفضت آجال السداد في المتوسط بقدر كبير، لأن معظم عمليات الاقتراض الجديدة في أوائل التسعينات كانت في شكل ائتمانات قصيرة الأجل للموردين يحين أجل سدادها في خلال ثلاث سنوات. وبناءا عليه، ارتفعت تكاليف خدمة الدين السنوية (عام 1991) إلى 9.501 ملايير دولار، أي ما يعادل 73.9% من مجموع حصيلة الصادرات، وحوالي ربع الناتج المحلي[3].

وبالإضافة إلى اتفاق الاستعداد الائتماني في عام 1991 قامت السلطات الجزائرية في نفس الوقت بعمليات شاملة لإعادة جدولة ديونها استنادا إلى عمليات إعادة التمويل الطوعية مع كل دائن على حدى. إلا أن هذه العمليات عالجت جزءا ضئيلا فقط من الدين الخارجي على أساس طوعي، ولم تتح تخفيفا كبيرا من عبء المديونية، وعلى الرغم من ذلك واصلت الوفاء بأمانة تامة بجميع مدفوعات الدين الخارجي حتى وصلت نسبة خدمة المديونية حدود 94% من حصيلة الصادرات في الربع الأول من سنة 1994 (كأعلى نسبة في الفترة 1988–2003م)، ومنذ ذلك الحين أصبح وضع المدفوعات الخارجية غير قابل للاستمرار، حيث بلغ العجز في ميزان المدفوعات مقدار 4.38 مليار دولار، وانخفضت الاحتياطات من العملة الأجنبية إلى معدل لا يفي بالاستيراد لمدة شهرين في أحسن الأحوال، ومع تراكم هذه المشاكل أصبح من الصعوبة التوفيق بين الاستمرار في الوفاء بأعباء الديون وبين الاستمرار في تمويل الواردات الضرورية

---

[1] CNES , **Préliminaire sur les effets économiques et sociaux du programme d'ajustement du P.A.S** , 12ème session , Novembre 1998 , P9.

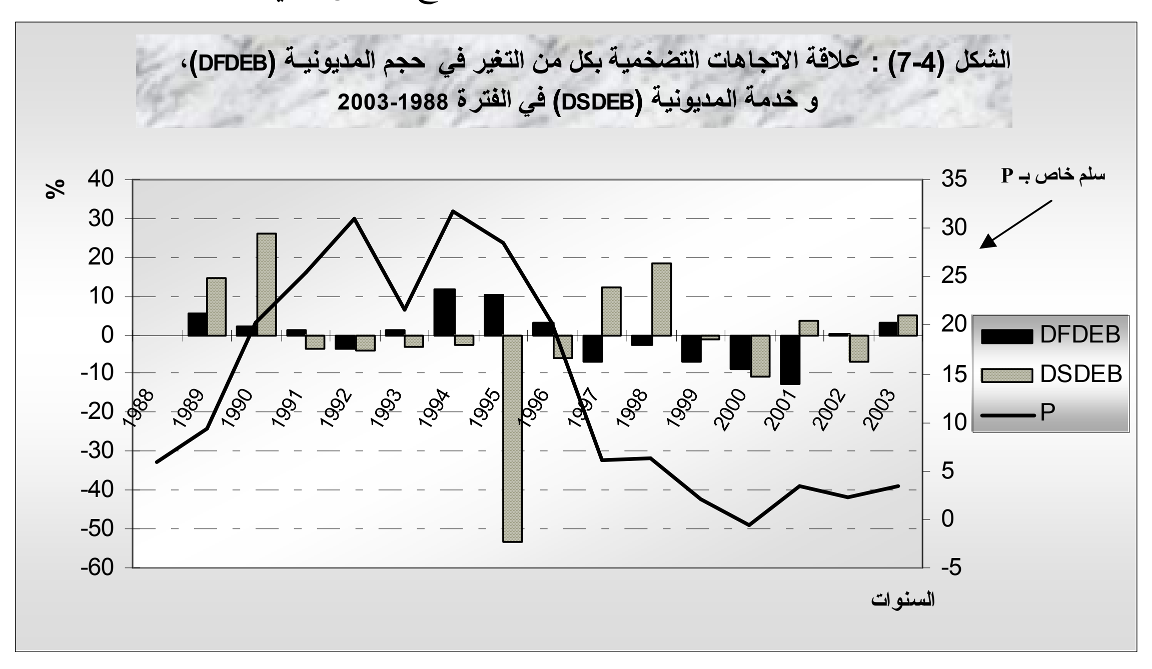
[2] أنظر الجدول رقم (2-10) من الملحق الإحصائي.

[3] النشاشيبي وآخرون ، مرجع سابق ، ص117.

للإستهلاك والإنتاج نظرا للتعارض الشديد بينهما. وانتشرت ظاهرة الندرة في كل أنواع السلع الاستهلاكية، الوسيطية وقطع الغيار لتلتهب أسعارها ويعرف المستوى العام للأسعار ارتفاعات حادة لم تنفع معها كل أشكال التسيير الإداري وطغت الأسعار أسعار السوق السوداء على الأسعار الرسمية[1].

وفي أفريل 1994 طلبت الجزائر إعادة جدولة شاملة من الدائنين الرسميين الثنائيين والدائنين التجاريين. الشيء الذي أحدث تخفيض ملحوظ على التدفقات الرأسمالية الوافدة وجاء ذلك أساسا لأن وكالات ائتمان الصادرات الرسمية سحبت الغطاء الممنوح للجزائر، ومن المفارقات أن الاقتراض الخارجي، الذي تجاوز 6 ملايير دولار سنويا بصفة مستمرة في أواخر الثمانينات وأوائل التسعينات – عندما كانت الاختلالات الاقتصادية الكلية آخذة في التزايد– انخفض إلى 4.5 مليار دولار في عام 1994، وإلى 3.2 مليار دولار في عام 1995، ثم إلى 1.7 مليار دولار في عام 1997 عندما نجحت الحكومة في استعادة استقرار الاقتصاد الكلي. غير أن الجزائر في ظل هذا الانخفاض تلقت دعما لميزان المدفوعات يزيد عن 21 مليار دولار بين 1994 ومارس 1998. وجاءت معظم هذه الأموال من عمليات إعادة جدولة الديون في ناديي باريس ولندن، وكان المبلغ المتبقي في شكل دعم ميزان المدفوعات من مؤسسات مالية دولية متعددة الأطراف، وخاصة صندوق النقد الدولي الذي قدم حوالي 3 ملايير دولار خلال تلك الفترة، وبشكل عام استطاعت الجزائر بفضل ذلك المزيج من التمويل الاستثنائي والاقتراض الجديد من الدائنين الرسميين والتجاريين أن تحصل على تمويل خارجي يقدر بحوالي 30 مليار دولار بين 1994 و1997، منها 10.3، 9.3، 6.3 و4.7 مليار دولار في السنوات 1994، 1995، 1996، و1997 على الترتيب.

وكمحاولة لربط العلاقة بين الاتجاهات التضخمية والتطور النسبي في كل من حجم المديونية الخارجية (DFDEB) ونسبة خدمتها (DSDEB) في الجزائر، خلال الفترة 1988–2003، ندرج الشكل التالي :



المصدر: من إعداد الطالب بالاعتماد على بيانات الجدول (2-11)بالملحق الإحصائي.

[1] تومي صالح ، " النمذجة القياسية للتضخم في الجزائر خلال الفترة 1988-2000 "، مرجع سابق ، ص333.

حسب الشكل أعلاه والملحق رقم (2-11)، نلاحظ اتجاها سريعا متزايد في نمو خدمة المديونية (DSDEB) بالمقارنة مع التطور في المستوى العام خلال في الفترة (1988-1990)، حيث نسجل النسب 14.717%، 26.175% للتغير بالزيادة في خدمة المديونية سنتي 1989-1990م على الترتيب، ويعود هذا إلى قرب آجال استحقاق لهذه الديون. بينما تكون نسب التغير للمستوى العام للأسعار هي 9.290%، 20.200% لنفس السنتين، ويرجع هذا إلى سيادة نظام الدعم في تلك الفترة.

وفي الفترة (1991-1993) هناك شبه استقرار في حجم خدمة المديونية، في حدود 8.8 مليار دولار سنويا رافقه ارتفاع سريع وحاد في المستوى العام للأسعار بالموازاة مع التقلص في حجم الإيرادات الخارجية من صادرات البترول، مما يبين أن حجم الضغوط التضخمية كان مصدرها كل من التطور حجم المديونية، خدمتها، وتدهور ميزان المدفوعات والميزان التجاري والذي انعكس في شكل ندرة مهمة في أغلب السلع الإنتاجية، الوسيطية وبعض المواد الغذائية بالإضافة إلى السوق غير الرسمية ودور سعر الصرف الموازي في هذا الميدان[1]. وفي الفترة (1994-1997) استمرت المديونية الخارجية بالتراكم بشكل حاد وسريع لم يكن مُتَّسِقًا مع التطور الذي عرفته الأسعار خلال نفس الفترة، وهذا بسبب مدة السماح التي استفادت منها الجزائر في اتفاق التسهيل المالي الموسع (ثلاث سنوات)، وذلك ما يجعلنا نفسر الضغوط التضخمية التي شهدها تلك المرحلة بالتخفيضات المتتالية في سعر صرف العملة، تحرير نظام الأسعار والتطور في حجم المديونية.

أما الفترة (1998-2000) فقد سجلت اتساقا في اتجاه العلاقة بين التضخم والحجم المديونية نحو الانخفاض، ولكن بنسبة تقلص أكبر لمعدل التضخم، مما يبين المسؤولية الكبيرة للعوامل الأخرى، غير المديونية، على الضغوط التضخمية.

وفي سنة 2001 شهد حجم المديونية انخفاضا بنسبة 12.68% بالمقارنة مع سنة 2000م، وهو الحجم الذي استقرت عنده بارتفاع بسيط (0.310 %) في سنة 2002 ثم (3.136%)، حينها عرف المستوى العام للأسعار ارتفاعا بنسب 3.508 %، 2.248% و3.467 % في السنوات 2001 ،2002 و 2003 على الترتيب.

3- سعر الصرف وتخفيض العملة الوطنية :

سعر الصرف هو عدد الوحدات من العملة الأجنبية اللازمة للحصول على وحدة من العملة المحلية[2]، لذلك يعكس لنا هذا السعر الطاقة التصديرية للبلد وتكاليف الإنتاج المدفوعة بالعملة المحلية والمقيمة بالعملات الأجنبية، ومن ثم إنتاجية الجهاز الاقتصادي المحلي بالمقارنة مع إنتاجية اقتصاد البلد الذي أصدر تلك العملة الصعبة، وأخيرا نمط ومسار النمو في الأسعار المحلية بالمقارنة مع الأسعار الداخلية للبلد الآخر.

إن عملية تخفيض سعر الصرف أمرا كثير ما يثير الجدل، خصوصا في البلدان النامية، حيث نجد في عقد التسعينات أن هذه العملية ترتبط بانخفاض النمو الاقتصادي، زيادة البطالة، إضعاف الاستثمار في القطاع العام وارتفاع تكاليف المعيشة[3].

---

[1] سنتعرف على هذا الدور في الفقرة الموالية .

[2] Philippe AVOYO et autres, **Finance Appliquée** (Paris : DUNOD, 1993), p53.

[3] حميدات محمود، **مدخل للتحليل النقدي** (الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية، 1996)، ص117.

كما أنه أي تغير في سعر صرف العملة المحلية يكون له تأثير على مستوى الأسعار داخليا، بغض النظر عن أنها منتجات مستوردة أم محلية، أو سواء احتوت على مواد مستوردة في مكوناتها الإنتاجية أم لا.

فلما تقرر السلطات النقدية سعر صرف العملة المحلية تتخذ قرار يؤدي بوضوح أو ضمنيا إلى تغيير أسعار كل السلع والخدمات المتداولة بما فيها تكلفة الاقتراض عبر سعر الفائدة، ومنه تغيير العلاقة الموجودة ما بين الأسعار الوطنية داخليا وبين أسعار البلد الذي يصدر تلك العملة.

وقبل نهاية سنة 1988 كانت عملية تحديد سعر صرف الدينار الجزائري تقوم على أساس سلة من أربعة عشرة عملة أجنبية من ضمنها الدولار الأمريكي، بحيث تمنح لكل عملة من هذه العملات ترجيحا على أساس وزنها في التسديدات الخارجية[1]، وبدون أخذ بعين الاعتبار الوضعية المالية والاقتصادية للبلاد، وبدون الاعتماد على فارق التضخم والإنتاجية بين الجزائر والبلدان صاحبة هذه العملات الصعبة، كما تنص عليه نظرية تكافؤ القوة الشرائية.

فسياسة الصرف التي أفرطت في تقييم الدينار أدخلت عدة تشوهات على الواردات متناقضة مع فلسفة التصنيع المعلنة، ومما ساهم في فشل هذه السياسة هو بروز فرص الفساد الأخلاقي، مضافا إليها اللجوء إلى الإصدار النقدي بدون مقابل،كنتيجة لسوء التسيير داخليا، وعلى مستوى المعاملات الخارجية.

كما أن حجم النقد الأجنبي المتمركز لدى البنك المركزي قبل عام 1991، كان يوزع مركزيا عبر التسريحات العامة للاستيراد، لكن مباشرة بعد إبرام اتفاق الاستعداد الائتماني الأول مع صندوق النقد الدولي تم تحرير نظام الصرف الأجنبي تدريجيا وسمحت السلطات النقدية للبنوك التجارية بأن توفر حسابات خاصة بالعملة الصعبة للأفراد والمؤسسات، وتم تشكيل نظام ميزانيات من النقد الأجنبي الرسمي للشركات عن كل تعامل مع السوق الخارجية عبر هذه الحسابات، لكن صادرات هذه الشركات والمؤسسات من السلع خارج قطاع المحروقات بقيت مستقرة و لم تتجاوز مبلغ 500 دولار سنويا، و لم تتقلص تبعية الاقتصاد الوطني للتذبذبات التي تحدث في سعر برميل البترول، وكنتيجة لذلك ظل التعامل مع سوق الصرف الموازية.

وفي ظل قوانين الإصلاح قررت السلطات النقدية تخفيض سعر صرف الدينار وارتفع من 5.9 دينار مقابل كل دولار أمريكي في منتصف سنة 1988، إلى 9 دنانير في منتصف 1990. واستمر هذا التخفيض ليصل إلى 22 دينار في أكتوبر 1991، وبدلالة سعر الصرف الفعلي والحقيقي فاقت قيمة التخفيض في الدينار 60% خلال الفترة (1988-1991) ، ومع هذا فإن فائض الطلب على النقد الأجنبي بدأ فجأة يتزايد من جديد وبقوة للأسباب التالية[2]:

1) الاختلالات الداخلية في الاقتصاد الكلي.
2) وصول خدمة الدين الخارجي على مستويات مرتفعة لم تكن متوقعة.
3) الصعوبات والتأخير في تعبئة القروض الخارجية.

---
[1] تومي ربيعة، " نمذجة سعر الصرف الاسمي في المدى الطويل باستعمال طريقة التكامل المشترك "، مذكرة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 2002، ص53.
[2] تومي صالح ، " النمذجة القياسية للتضخم في الجزائر خلال الفترة 1988-2000 "، مرجع سابق، ص338.

إن تفاقم المديونية الخارجية، زيادة مستلزمات دفعات الأقساط وارتفاع نسبة خدمة المديونية لسنة 1994، واقتراب آجال التسديد لكل أنواع الديون الخارجية جعل الاقتصاد الجزائري في مأزق حقيقي ووضع السلطات أمام خيارين لا ثالث لهما : التوقف عن التسديد ومواجهة ما ينتج عن ذلك من مقاطعة تجارية دولية أو الدخول في مفاوضات إعادة الجدولة مع المؤسسات النقدية الدائنة والرضوخ لشروط هذه الأخيرة فيما يتعلق بتحرير التجارة الخارجية.

وكان أول هدف استعجالي لبرنامج التصحيح الهيكلي في أفريل 1994 هو التعديل الديناميكي في قيمة صرف الدينار المغالى فيها وجعلها تخضع لقوى السوق، بحيث حدث تخفيض للدينار مرتين خلال مدة لا تتعدى الشهرين بنسبة إجمالية تقترب من 50%، وتبعها تخفيض ثالث في بداية الربع الأخير من نفس السنة بنسبة قدرها 13.8% ليصبح متوسط معدل صرف الدينار في نهاية السنة هو 41% مقابل دولا أمريكي، وتبعه انخفاض موازي في سعر السوق غير الرسمية إلى نسبة 200% بعد أن كان يمثل أكثر من ثلاثة أضعاف.

أردنا من هذا كله الإشارة إلى أن هذه الإجراءات التخفيضية في العملة التي اتخذت منذ عام 1988، كان لها انعكاسات كبيرة وفورية على أسعار المنتجات المستوردة، ومن بين الآثار القوية أيضا نسجل تلك التي أثقلت كاهل أسعار البيع وتفاقم المديونية المعبر عنها بالدينار سواء العمومية أو تلك الخاصة بالمؤسسات مع بروز معالم التضخم بواسطة التكاليف.

كما برزت مشكلة تقلص الإيرادات من العملة الصعبة الضرورية لتغطية النفقات (مقيمة بالدينار) والتي يقوم بها غير المقيمين في الجزائر أمثال المقاولين الأجانب، المتعاونون، ومستلزمات تسيير السفارات الأجنبية في الجزائر. ومنه يعتبر التخفيض في العملة على العموم كتضحية بالتدهور في قيمة النقود الوطنية مقابل الارتفاع في الأسعار الداخلية التي تفوق مستوى الأسعار الموجود لدى شركاء الجزائر التجاريين في حالة سيادة نظام سعر الصرف الحر أو كما تنص عليه نظرية تكافؤ القوة الشرائية.

وبنظرة إلى التحاليل المختلفة للنظرية الاقتصادية بما يتعلق بالنتائج المنتظرة من عملية التخفيض في العملة، التي تنص على ارتفاع أسعار الواردات (مقيمة بالعملة المحلية) وانخفاض التكاليف الإنتاجية (مقيمة بالعمة الأجنبية)، ومنه زيادة القوة التنافسية للبلاد، نجد أن هذه التحاليل لا تنطبق على الاقتصاد الجزائري المتميز بصفة التصدير السلعي الأحادي والمعتمد على المحروقات التي تحدد كميتها وسعرها عوامل خارجية هي منظمة الأوبك والسوق الدولية للبترول على الترتيب.

المبحث الثالث : الآثار الاقتصادية والاجتماعية للتضخم في الجزائر

يترتب على التضخم آثارا اقتصادية واجتماعية سلبية في حالات متعددة، تتعلق درجتها إلى حد كبير بمدى توقع حصول هذه الظاهرة مسبقا، ولقد تعرضنا في الفصل الأول[1] إلى مختلف هذه الآثار التي تنعكس على عدة مستويات اقتصادية واجتماعية منها :

1. إضعاف الثقة في العملة، بسبب التدهور المستمر في قيمة النقود.
2. إحداث عجز في ميزان المدفوعات، بسبب ارتفاع أسعار الصادرات، وبالتالي انخفاض حصيلتها، إلى جانب زيادة الطلب على الواردات.
3. يعمق التفاوت في توزيع الدخول والثروات ويخلق موجة من التذمر الاجتماعي، تهدد بدرجة كبيرة الاستقرار السياسي اللازم لدفع عجلة التنمية الاقتصادية.
4. اتجاه الإنتاج إلى السلع التي ترتفع أسعارها، وهذا يعني أن التضخم قد يعمل على توجيه رؤوس الأموال إلى فروع النشاط الاقتصادي التي قد لا تفيد عملية التنمية.
5. يلحق الضرر بالدائنين، حيث أنهم يقومون باسترداد ديونهم بقيمة حقيقية أقل .
6. إلحاق ظلم اجتماعي بأصحاب الدخول الثابتة وحملة الأصول كالسندات والأسهم، وذلك بسبب ثبات القيمة الأسمية لهذه الدخول، وانخفاض القوة الشرائية لها.

وعلى الرغم من كل هذه العناصر السلبية وغيرها، إلا أن التضخم قد يعود بالنفع على بعض الفئات من المجتمع كالمدينين، وأصحاب المداخيل المتغيرة كالمنتجين والتجار. كما قد يعالج التضخم شيء من مشكل البطالة إذا كان يعمل الاقتصاد دون مستوى التشغيل الكامل. وفيما يلي سنتناول الآثار والمخلفات الاقتصادية والاجتماعية التي عانت منها الجزائر جراء هذه الظاهرة.

المطلب الأول : آثار ظاهرة التضخم على الاقتصاد الوطني

إن الاتجاهات التضخمية السريعة وغير المتوقعة التي شهدتها الجزائر عادة ما ولدت تصرفات ذات طبيعة أنانية وليست لها بعد نظر على مستوى الاقتصاد الكلي. حيث يحاول كل فرد أو عون اقتصادي تحميل الآخرين الارتفاع الذي يحدث في الأسعار التي يواجهها في حياته اليومية، وتصبح المؤسسات الضخمة والقوية لها وسائل وإمكانيات لحماية مصالحها أكثر من المؤسسات الضعيفة والصغيرة.

بإضافة إلى ذلك عرفت الفترات التضخمية تدهورا ملحوظا في نصيب الفرد الجزائري من مستوى الاستهلاك الحقيقي، وأيضا إعادة توزيع سيئ للموراد الاقتصادية على مختلف القطاعات، مع جذب الاستثمارات نحو القطاعات غير السلعية، فيما اتجهت أسعار الأرصدة النقدية ذات العرض المحدود (كالعقارات) إلى الارتفاع بشكل أسرع من الارتفاعات في أسعار السلع والخدمات الأخرى.

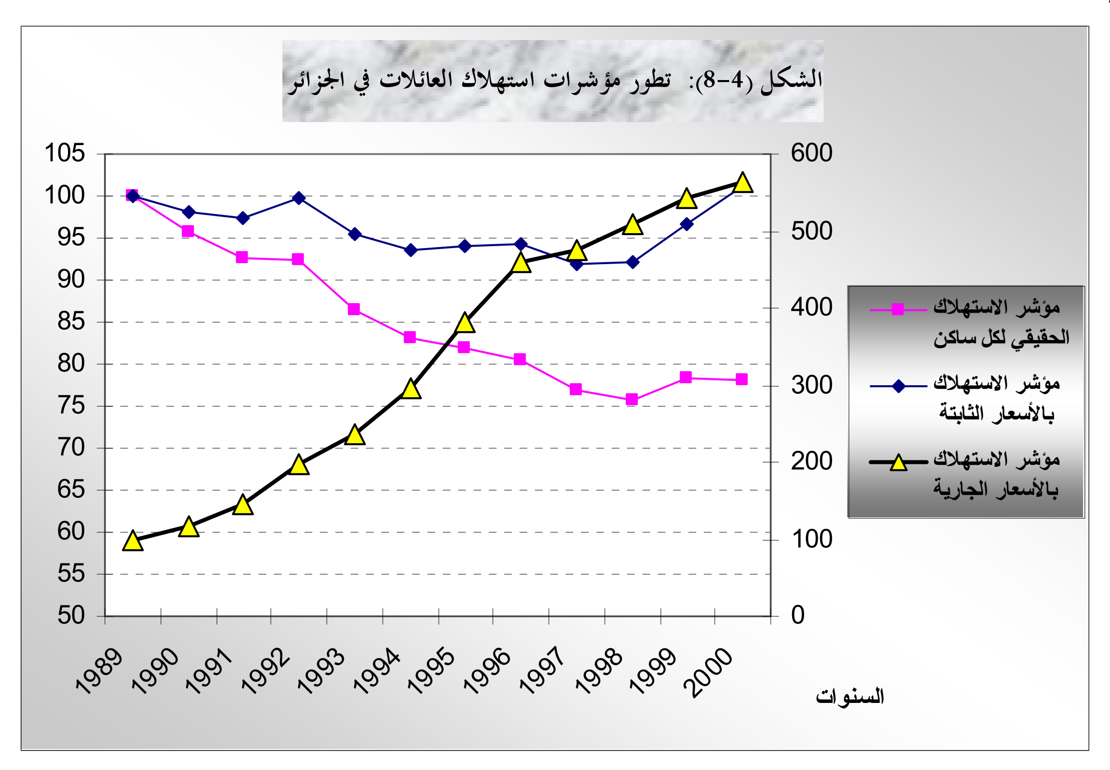
وفيما يلي تحليل لهذه الآثار السلبية :

---

[1] أنظر الصفحة رقم 42.

1- أثر التضخم على الاستهلاك العائلي :

يمكن تبيان هذا الأثر من خلال المعطيات المتوفرة لدينا من قيم لمؤشرات الاستهلاك بالأسعار الجارية والثابتة، بالإضافة لمؤشر الاستهلاك الحقيقي لكل ساكن، ونسب التغير السنوية المئوية لكل منهم (أنظر الملحق رقم (2-12))، والممثلة في الشكلين التاليين :



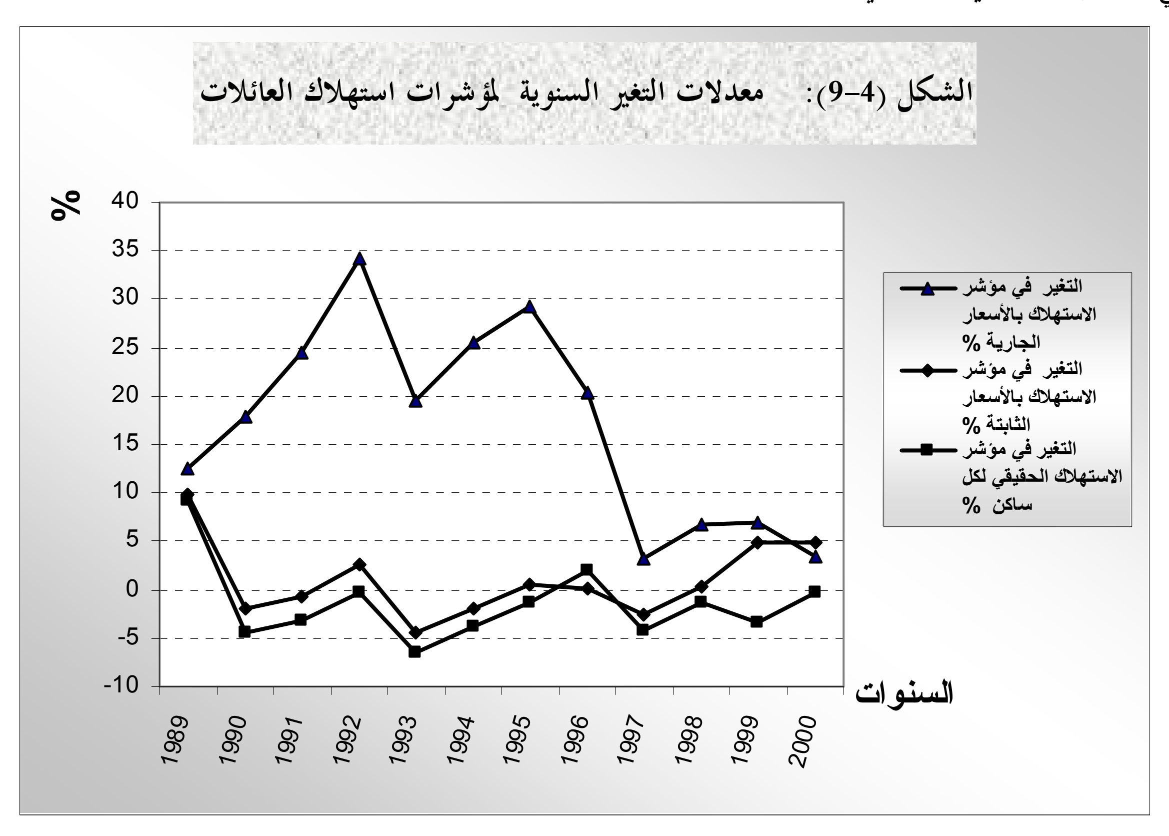
المصدر : من إعداد الطالب، بناء على بيانات الملحق رقم (2-12).

نسجل من الشكل (4-8) أن مؤشرات الاستهلاك بالأسعار الجارية قد تضاعف بأكثر من مرتين ونصف في الفترة (1989-1994). وخلالها سجلت هذه المؤشرات أكبر نسبة تغير سنوية في التسعينات بمعدل 34.3%، وكان هذا سنة 1992م، بسبب الزيادات التي حدثت آنذاك في الأجور، تليها سنتي 1995 و1994 على الترتيب بمعدلين 29.2% و25.5%،كنتيجة لتحرير التجارة الخارجية ورفع الدعم عن الكثير من المواد ذات الاستهلاك الواسع، وتعويم السوق بالسلع المعمرة المستوردة والتي كان عرضها من قبل يتميز بالقصور الذاتي وعدم المرونة.

وعلى العموم عرفت الفترة (1991-1996) أعلى معدلات التغير السنوي في الاستهلاك بالأسعار الجارية (أنظر الشكل (4-9)) وهي الفترة التي شهدت أعلى معدلات التضخم كذلك.

كما أنه يمكننا تبيان أثر الضغوط التضخمية على تطور استهلاك العائلات الجزائرية من الناحية العملية، بالتركيز على المؤشرات ذات القيم الحقيقية ونصيب الفرد من مستوى الاستهلاك الحقيقي. وبنظرة سريعة إلى مؤشرات الاستهلاك الحقيقية نلاحظ أن هذه الأخيرة عرفت تدهورا نسبيا عموما في السنوات الأخيرة من القرن الماضي بالمقارنة مع سنة الأساس (1989)، خاصة في الفترة (1995-2000)، بعدما شهدت بعض التذبذبات في بداية التسعينات. وكانت سنة 1997 تمثل النقطة المرجعية في هبوط مستوى الاستهلاك الحقيقي، ويرجع ذلك إلى عدة أسباب منها رفع الدعم على أسعار الحليب، وتحرير شبه نهائي لأسعار الطاقة وعلى الخصوص أسعار الغاز والكهرباء وفرض ضريبة إضافية على

الإقامة، وعلى الرغم من التحسن التدريجي الذي حدث في السنتين المواليتين، إلا أن العائلات لم تسترجع مستواها الحقيقي للاستهلاك الذي حققته في بداية التسعينات.



المصدر : من إعداد الطالب، بناء على بيانات الملحق رقم (2-12).

أما فيما يتعلق بنصيب الحقيقي للفرد من الاستهلاك، فإن المؤشرات المرافقة تبين حالة أكثر سوءا من سابقتها، حيث نلاحظ من الشكل (4-9) أن معدلات التغير السنوي كلها سالبة عدا سنة 1996، ما يوضح التدهور المستمر في النصيب الاستهلاكي لكل جزائري، خاصة سنة 1993. ويعود ذلك بالدرجة الأولى ارتفاع معدلات النمو السكاني بالمقارنة مع حجم الاستهلاك الكلي، وما رافقه من ارتفاعات في معدلات التضخم.

2- أثر التضخم في توجيه رؤوس الأموال الجزائرية :

يؤدي التضخم إلى توجيه رؤوس الأموال إلى فروع النشاط الاقتصادي التي لا تفيد التنمية في مراحلها الأولى، حيث تُعطى الأولوية إلى الاستثمارات ذات المردودية العالية والفورية، حتى وإن كانت ليست ذات أهمية اجتماعية، والتي تتميز بقلة المغامرة، مثل الخدمات السياحية، إنتاج السلع الترفيهية، مشاريع النقل، وكذلك يتجه قسم هام من الأموال إلى تجارة الاستيراد وتجارة الجملة والتجزئة، المضاربة على أسعار الأراضي، بناء المنازل الفاخرة[1].....

فنجد مثلا أن نصيب الإنفاق الاستثماري في قطاع النقل وبناء المساكن قد ارتفع من 11.5% سنة 1994 إلى22.5% سنة 1998، مسجلا نسبة تغير سنوي لعام 1998 قدرها 234%، فيما عرف نصيب قطاعات الإنتاج السلعي تقهقرا، خاصة في قطاع الزراعة والصيد البحري، بنسبة انخفاض-30% في 1998.

[1] محمد عزت عطوان ، مرجع سابق، 321.

وهو نفس الاتجاه الذي اتخذه الإنفاق الاستثماري في القطاع الصناعي، الذي شهد تغير سالبا بالنسب: -6.1%، -7.9% و-0.9% سنوات 1994، 1996 و1998 على الترتيب.

وبالمقابل ساعدت معدلات التضخم المسجلة في تلك الفترة على نمو القطاعات الخدمية والتوزيعية بمعدلات أعلى من تلك التي حصلت في قطاعات الإنتاج السلعي، وهو ما أدى إلى حدوث إختلالات في عدة قطاعات اقتصادية ساهم تدهور مستوى الإنتاج فيها في بروز مشاكل انقطاع التموين بالمواد الأولية والتجهيزية، ارتفاع التكلفة، فكانت النتيجة النهائية إفلاس الكثير من المؤسسات الجزائرية وطرد شبه جماعي لعمالها.

3- أثر التضخم على الادخار :

نظرا لنقص السلع الاستهلاكية، الذي صاحب الموجات التضخمية الذي تميزت بها الأسواق الجزائرية في العقد الأخير من القرن الماضي وبداية القرن الحالي، اتجهت الكثير من العائلات إلى شراء السلع بكميات تفوق احتياجاتهم اليومية بغرض تخزينها، هذه الحالة أدت في عدة أحيان إلى تفاقم وضع الأسعار بصورة أكثر سوءا. فيما اتجهت فئات أخرى من ذوي الدخل المرتفع –بغرض المحافظة على قدرتهم الشرائية– إلى شراء المعادن الثمينة، السيارات الفخمة، وبالخصوص المساكن و الأراضي الموجهة للبناء التي اتجهت أسعارها إلى الارتفاع بشكل أسرع منها في السلع والخدمات الأخرى، خاصة في المدن الساحلية. مما ظهر في صورة ارتفاع حاد في الطلب بالنسبة لقطاع العقارات، وساهمت في هذه الحالة عدة عوامل منها :

- النمو الديموغرافي المستمر.
- الزيادة في الدخول النقدية لبعض الفئات الاجتماعية التي تمتهن التجارة والمضاربة في الأسواق غير الرسمية.
- الحاجة الملحة لظروف السكن والمعيشة.
- الضغوط التي أحدثتها الأوضاع الأمنية خارج المناطق الحضرية.
- فشل اغلب شركات البناء العمومية في تلبية الطلب المتزايد على السكن.
- قلة وسائل التمويل التي يعاني منها قطاع البناء.

ونظرا لهذه الأسباب وغيرها استمر ازدياد الميل الحدي لدى الأفراد لتفضيل العقار على الأرصدة النقدية نتيجة انخفاض القوة الشرائية لهذه الأخيرة، فمثلا وصل سعر المتر المربع الواحد في السوق السوداء خلال السنوات الخمس الأخيرة، في بعض نواحي العاصمة إلى أكثر من خمسة عشرة مرة بالنسبة للأراضي المخصصة للبناء، وإلى أكثر من عشرون مرة بالنسبة للشقة. مما أتاح الفرصة لكل من امتلك بعض الشقق، أو قطع أراضي للبناء بالمدن الكبرى الساحلية لتحقيق أرباح طائلة.

ودفعت المضاربة إلى إعادة توزيع واسعة للثروة الوطنية، فمثلا خلال الفترة (1992–1998) سجلت أسعار السكنات الجماعية التابعة لدواوين الترقية والتسيير العقاري في السوق الموازية– وبدون عقد ملكية– ارتفاعات فاقت 300%. فيما ارتجحت أسعار الإيجار التابعة لهذه الدواوين بين 10% و20% من الدخل الشهري النقدي للفئات المتوسطة، وأكثر من ذلك وصلت هذه النسبة في القطاع الخاص إلى 80%.

المطلب الثاني : أثار التضخم على المجتمع الجزائري

إن تسليط الضوء من طرف الخبراء على ظاهرة التضخم لا يرجع فقط إلى الآثار السابقة التي يخلفها على الاقتصاد الوطني، وإنما أيضا على الظلم الاجتماعي الذي يلحقه من خلال إعادة توزيع الدخل الوطني، لصالح أصحاب الدخول غير الثابتة على حساب الفئات الاجتماعية محدودة الدخل، لذلك فإن من أهم المسائل المطروحة للنقاش في العصر الحديث بين المفكرين الاقتصاديين هي الآثار التوزيعية لهذه الظاهرة، ويكون المشكل هنا هو تعريف وتفسير مختلف القنوات التي ينتقل عبرها الدخل والثروة من فئة اجتماعية إلى أخرى.

إن حدة ودرجة خطورة الآثار التي تهدد السلم الاجتماعي جرّاء التضخم تختلف باختلاف طبيعة وخاصية كل اقتصاد، وبطبيعة النظام والثقافة الاجتماعية السائدة فيه، وبنمط التسيير والنظام السياسي المعتمد لمواجهة الاختلالات حسب كل بلد. أما بالنسبة للجزائر فإن من أهم هذه الآثار التي يمكن أن نسجلها في الخمسة عشرة سنة الأخيرة، هو ذلك التآكل الذي حدث في مستوى معيشة الطبقة المتوسطة، والتي تدحرجت بسرعة إلى طبقة ذوي الدخول المحدودة وغير القادرة على مسايرة الارتفاعات المستمرة في المستوى العام للأسعار، بعدما كانت تتمتع هذه الفئة بنوع من الرخاء الاقتصادي خلال العشرون سنة التي سبقت ذلك.

ربما لا يختلف اثنان في خطورة مخلفات ظاهرة التضخم من الناحية الاجتماعية، إلا أنه لا توجد مؤشرات كمية لهذه الآثار تساعدنا على ربطها بتطور المستوى العام للأسعار في الجزائر، لهذا سنكتفي بدراسة هذه الآثار من خلال النقاط التالية :

1- التفاوت الكبير في إعادة توزيع الدخول ما بين فئات المجتمع :

إن من الإشكاليات الرئيسية في الجزائر، والتي غالبا ما تظهر في شكل اضطرابات عمالية، هي عملية تحديد الأجر الذي لم يحسم أمره بعد وفق دراسة رغم المراحل التي مر بها، إذ نرى أنه من الضروري محاولة إيجاد قاعدة عامة وشاملة وعادلة لتحديد هذا الأجر، في وقت يتسم بالانفتاح على العالم الخارجي وبروز العولمة كمحدد رئيسي لا مفر منه من الاتجاهات المستقبلية للاقتصاديات العالمية[1].

ففي حين تضاعف مؤشر الاستهلاك الجزائري خلال الفترة (1988-1996) بأكثر من خمس مرات، فقدت الأجور ما بين 1990 و1996 ما يزيد عن 30% من قوتها الشرائية وحدث انخفاض قوي في القوة الشرائية للأجور مسجلة تطورا سالبا خلال السنوات (1994،1995،1996و1997م) بنسب قدرها -10%، -7%، -3.5% و-0.5% على التوالي. وهو ما يمثل تدهورا في القوة الشرائية للأجور خلال هذه الأربع سنوات فقط بنسبة قدرها 21% وهي نسبة مهمة جدا[2]، فيما عرفت هذه الأخيرة تطورا خلال السنتين 1998 و1999 بنسب قدرها 1.2% و2% على الترتيب.

---

[1] مولود حشمان، " محددات الأجر في الجزائر"، أطروحة دكتوراه الدولة، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير،2000، ص 06.

[2] Bouzidi Abdelmadjid, Op-cit, P160.

غير أن هذا التدهور يتوزع بطرق مختلفة على الفئات الاجتماعية حسب النشاطات التي تقوم بها القطاعات التي تنتمي إليها، وقد كان أهم انخفاض في القوة الشرائية ذلك الذي مس فئة الوظيف العمومي التي عرفت نموا ضعيفا في مستويات الأجور قبل عام 1994، ثم جمدت بسبب الشروط المفروضة من طرف صندوق النقد الدولي.

بيد أن الدخول الناتجة عن مصادر أخرى غير الأجور، كتلك المحصلة من الممتلكات قد عرفت بعض التحسن بالقيم الحقيقية وشهدت نموا بنسب قدرها 2.2%، 5% ، 5%، 6% و5.3% سنوات 1994، 1995، 1996، 1998و1999 على التوالي. وهي معدلات كما نلاحظ مرتفعة وبعيدة كثيرا عن تلك التي حدثت في مستوى نمو الأجور خلال نفس الفترة، الشيء الذي يبين التفاوت الكبير في إعادة توزيع الدخول مابين الفئات المختلفة للمجتمع الجزائري كنتيجة لارتفاع الأسعار، وفيما يخص أصحاب الأجور والمرتبات نجد أن موظفي قطاع البنوك وشركات التأمين قد استفادوا أكثر من الزيادة رواتبهم كنتيجة لاستفحال الظاهرة التضخمية، بالمقارنة مع موظفي القطاعات الأخرى خلال فترة التسعينات، ومنه يمكن القول بأن التضخم أعاد عملية توزيع الدخول الجارية بثلاث طرق هي[1]:

1. ارتفاع أسعار مختلف السلع والخدمات بمعدلات متفاوتة .
2. ارتفاع متوسط الدخول والمستوى العام للأسعار بمعدلات مختلفة.
3. ارتفاع الأجور المحصلة من مختلف الوظائف والدخول المحققة من طرق ومصادر أخرى بمعدلات متباينة .

من خلال ما سبق يمكننا إدراك الظلم الاجتماعي النسبي الذي يمكن أن يلحقه التضخم بأصحاب الدخول الثابتة بما فيهم أيضا أرباب المعاشات وحملة السندات، وغيرهم ممن تتخلف دخولهم النقدية عن اللحاق بتصاعد الأسعار وهي الفئة التي تمثل السواد الأعظم من المجتمع الجزائري، على حين يستفيد أصحاب الدخول المتغيرة[2]، حيث نجد أن مستوى معيشة الكثير من الجزائريين قد تدهور، واتجه نصيب الإنفاق على المواد الغذائية من ميزانية العائلة للتزايد بالنسبة لأصحاب الدخول الثابتة وأن النسبة الموجهة للغذاء أصبحت تمثل 60% من الدخل الفردي سنة 1998، ثم تواصلت في الارتفاع حتى بلغت 67% سنة 1998. كما أن مدخرات الأفراد المودعة لدى البنوك والحسابات البريدية الجارية فقدت الكثير من قيمها جراء انخفاض أسعار الفائدة الحقيقية على الودائع.

2- ظهور بشكل واضح فرق تمايزي بين الطبقات الاجتماعية الجزائرية :

إن الارتفاعات المستمرة والمتزايدة في الأسعار تؤدي إلى تدهور القوة الشرائية للعملة الوطنية، وتؤثر على الأوضاع الاقتصادية والاجتماعية لأفراد المجتمع، ويترتب على ذلك استفادة أصحاب المشاريع والمستثمرين، فيما يتضرر أصحاب الدخول الثابتة وأصحاب الأجور والرواتب[3].

ونظرا إلى أن الشريحة ذات الدخول الثابتة هي الأوسع والأكبر في الجزائر، فإن مستويات العيش في البلد أصبحت تدعوا للقلق وتهدد السلم الاجتماعي، حيث أصبح الحديث يدور في السنوات الأخيرة حول نوع من التمايز الاجتماعي

[1] تومي صالح ، " النمذجة القياسية للتضخم في الجزائر خلال الفترة 1988-2000 "، مرجع سابق، ص353.
[2] محمد عزت غزلان، مرجع سابق، ص322.
[3] تيتوش سهيلة، " تطور المستوى العام للأسعار في الجزائر: دراسة تنبؤية"، مذكرة لنيل شهادة الماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 2002، ص158.

ولدّته الضغوط التضخمية بين مختلف الشرائح للطبقة الواحدة، من خلال بروز فئات وأفراد يزدادون ثـــراءا وآخـــرين يزدادون سوءا، و هو ما يطلق مصطلح التمايز الرأسي، بحيث أن هناك أعداد كبيرة من الأفراد المتعلمين تعليما عاليـــا وخرجي الجامعات والمعاهد العليا سنويا يلتحقون بقطار البطالة أو يتقاضون رواتب ضعيفة جدا بالمقارنة مع المقـــاولون وأصحاب الحرف والمهن الحرة الذين يعتبرون من المستفيدين المباشرين من هذا الوضع الجديد، وكانوا ينتمون إلى نفس الفئة الاجتماعية المتوسطة قبل تلك الفترة بقليل. وهي الحالة التي أدت ببعض الكفاءات البشرية لممارســـة النشـــاطات الإضافية الأخرى في أوقات فراغهم لتعويض النقص الذي حدث في دخولهم الحقيقي نتيجة ارتفاع الأسعار، والمحافظـــة على قوتهم الشرائية من خلال[1]:

- ❖ البحث عن وظيفة ثانية عمل الزوجة والأبناء.
- ❖ تقديم ساعات إضافية في التدريس بالنسبة للأساتذة. وإعطاء استشارات قانونية واقتصادية للمؤسسات الخاصة.

3- هجرة الأدمغة الجزائرية إلى الخارج :

إن عدم مواكبة الأجور والمرتبات النقدية لمتطلبات العيش، بالإضافة إلى تدهور الأوضاع الأمنية في النصـــف الأول من العقد الأخير للقرن الماضي،كانت من أهم الأسباب التي دفعت الكثير من ذوي الكفاءات العالية للتفكير بالعمل في الخارج، حيث فقدت الجامعات الجزائرية ما يزيد عن ألفي أستاذ اتجهوا إلى الدول الغربية التي تكونوا فيها، أو إلى بعض دول الخليج التي توفر مستويات مغرية من الرواتب. ولم تقتصر هذه الخسارة فقط على قطاع الجامعات بـــل شملـــت أغلب قطاعات الوظيف العمومي، وبعض الشركات التابعة للقطاع العام حيث ظهرت موجة شـــديدة مـــن هـــروب المهندسين والتقنيين الماهرين في بعض التخصصات ذات التكنولوجيا العالية باتجاه كندا وغيرها من الدول الغربية المعروفة بحاجاتها لهذه الإطارات.

4- تفشي ظواهر البيروقراطية والرِّشوة في الإدارات :

إن من أخطر الصور الرهيبة التي أحدثتها الضغوط التضخمية وما صاحبها من إعادة توزيع غير عـــادل للـــدخول، وتدهور في مستوى معيشة فئات عريضة من الشرائح الجزائرية، هي تلك التصرفات والعادات الجديدة والخطيرة الـــتي تفشت في المجتمع وخاصة لدى الشرائح التي أحست بتغيير المفاهيم والقيم الاجتماعية، مثل الرشوة والفســـاد الإداري وكل صور البيروقراطية والمحسوبية، إذ عمت هذه التصرفات كل الإدارات في كل القطاعات، وخاصة العمومية منـــها، وأصبحت الملجأ الوحيد لأصحاب الدخول الثابتة لتعويض الانخفاض الحاد في دخولهم الحقيقية، كنتيجة لإعادة توزيـــع الدخل الوطني، وإنه لا يخفى على احد حجم الضرر التي تحدثه هاته العاهات التسييرية على المجتمع الجزائري، وخاصـــة على أفراد الطبقة الضعيفة الذين يدفعون دائما الثمن لمثل هذه المشاكل.

[1] Bali hamid, Op-cit , P 197.

5- اتساع نمط الاستهلاك التفاخري والترفي :

إن من بين أهم الصور التي تمخضت عن الفساد الإداري الذي تحدثنا عنه في النقطة السابقة هي ظهور طبقة من الطفيليين والمقاولين المزيفين الذين يفوزون بصفقات تجارية ومشاريع خدماتية من خلال تقديم رشاوى وعمولات سرية ودون الخضوع لميكانيزمات المناقصة المتعارف عليها دوليا في هذا الميدان. ونظرا لزيادة أرباح هذه الفئة الجديدة، مع ارتفاع الأسعار ووفرة السلع كنتيجة لتطبيق البرنامج الاستقرار الاقتصادي وتزايد إمكانيات الاستيراد، ارتفع الطلب على السلع الاستهلاكية المعمرة، مثل السيارات الفاخرة، أجهزة الاتصال والإعلام وكل أنواع البذخ الأخرى التي من شأنها أن تعمق الفوارق ما بين الشرائح الاجتماعية الجزائرية.

6- إعادة التوزيع الحقيقي بين الدائنين والمدينين :

تعرفنا في الفصل الأول من هذا البحث على الآثار القياسية التي يخلفها التضخم على الأشخاص الاقتصاديين[1]، وقلنا إن الدائنون هم أول من يتضررون من انخفاض قيمة النقود، بحيث تُستَّرجَع لهم أموالهم بقوة شرائية أقل من التي منحوها، إذن يكون من المنطقي هنا أن المدينين هم المستفيدون في هذه الحالة. وفي الجزائر أصبحت أسعار الفائدة الحقيقية سالبة على الودائع لأجل. حيث أن متوسط أسعار الفائدة في العشر سنوات الأخيرة من القرن الماضي لم يتعدى 12.17% على الودائع و15.2% على الإقراض، في حين أن متوسط معدل التضخم أو المتوسط السنوي لارتفاع الرقم القياسي لنفقة المعيشة كان لا يقل عن 17% خلال نفس الفترة. الشيء الذي يؤيد فكرة التآكل في القيمة الحقيقية للودائع. حيث عرفت هذه الأخيرة تدهورا سنويا، في المتوسط بنسبة قدرها 5.23% ، مقابل حصول المقترضين على مكاسب حقيقية في المتوسط بنسبة قدرها 2.2% سنويا، بسبب الفجوة السائدة بين معدلات التضخم السنوية وأسعار الفائدة على الودائع والقروض، مما يشجع فكرة إعادة التوزيع الحقيقي بين الدائنين والمدينين لصالح المقترضين أثناء فترات التضخم المرتفعة، وفي هذا السياق يقلص الارتفاع في معدل التضخم من القيمة الحقيقية لرأس المال والفوائد على الدين العمومي بحيث إذا ارتفع مستوى الأسعار بنسبة معينة، وكانت ميزانية الحكومة متوازنة، فإن القيمة الحقيقية لمديونتها تنخفض بنفس تلك النسبة مبيّنة الطرق والجهات الرئيسية التي تستفيد بشكل متزايد من موجات التضخم عبر اقتطاع الضرائب التي تكون أدواتها غير محددة بدقة، أو عن طريق الاستدانة المتواصلة وتعويض ذلك بضريبة التضخم[2].

---

[1] أنظر الصفحة :

[2] بين كينز عند الحديث عن هذه الضريبة، كيف تُحوّل عملية خلق النقود التضخمية الموارد الحقيقية من حاملي السيولة إلى الحكومة.

خاتمة الفصل : بعد تتبعنا لمستويات المؤشرات الاقتصادية لقياس التضخم ومحاولة حصرنا لمصادره وآثاره في الجزائر، يمكن أن نخلص إلى النتائج والملاحظات التالية :

1. إن أحسن مؤشر مرجعي لقياس التضخم في أغلب اقتصاديات دول العالم هو الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك، لكونه يتوفر على خصائص ومزايا يصعب إيجادها في بقية المؤشرات الأخرى، كما أنه يصور التدهور الذي يطرأ على القوة الشرائية للنقود من خلال قياس مستوى معيشة الأفراد. وفي الجزائر يمكن الاعتماد على هذا الرقم لكشف الاتجاهات التضخمية المستمرة، خاصة في الفترة (1990–1996) حيث لا تقل معدلات التغير السنوية في هذا المؤشر عن 20%، ووصلت حتى حدود 32%.
2. يمكن إرجاع هذه الاتجاهات التضخمية في الجزائر إلى عدة مصادر، تتركز الداخلية منها في :

أ. التوسع في الإنفاق الكلي : من خلال قنوات الاستهلاك الخاص، العام والإنفاق الاستثماري، ومن بين الأسباب التي تؤدي إلى هذا التوسع هو زيادة الأجور لما لهذه الأخيرة من أهمية في تحديد الطلب الكلي في الجزائر، تنعكس في شكل ارتفاعات للأسعار، وقد يساعد هذا، التجاوب المتأخر للجهاز الإنتاجي الوطني مع الطلب الجديد، وفي هذه الحالة يتم اللجوء للاستيراد، وهو ما يتطلب فترات تأخير أخرى.

ب. ارتفاع تكاليف الإنتاج في الكثير من القطاعات الجزائرية نتيجة انخفاض مستوى الإنتاجية.

ج. زيادة الوحدات النقدية في الدورة الاقتصادية بدون زيادة في السلع الاستهلاكية.

كما إن للتطور الذي حدث في حجم التجارة الخارجية ودرجة الانفتاح الاقتصادي في الجزائر، يجعلنا نكتشف عدة مصادر خارجية للتضخم منها :

أ. ارتفاع حجم الواردات بوتيرة نمو أسرع من حجم الصادرات، وما قد يكون هذا من قناة مهمة لنقل التضخم العالمي إلى الاقتصاد الوطني.

ب. تطور حجم المديونية واختلال ميزان المدفوعات.

ج. الإجراءات التخفيضية في العملة الوطنية.

3. يمكن أن ندرك أهمية دراسة الظاهرة التضخمية في الجزائر من خلال خطورة انعكاساتها وآثارها على المجتمع والاقتصاد الوطنيين، التي نذكر منها :

أ. اقترنت معظم فترات التضخم التي عرفها الاقتصاد الوطني بتدهور مسجل للاستهلاك الحقيقي للعائلات الجزائرية، وقد ساهم في هذا التدهور ارتفاع معدلات النمو السكاني بالمقارنة مع حجم الاستهلاك الكلي.

ب. توجه نصيب كبير من الإنفاق الاستثماري إلى القطاعات غير الإنتاجية مما أدى إلى ظهور مشاكل في التموين بالمواد الأولية والتجهيزية.

ج. ما يدّعي للقلق أكثر هو ظهور نوع من التمايز بين الطبقات الاجتماعية الجزائرية، ساهم فيه إعادة التوزيع السيئ للدخول، حيث نجد أن الأجراء فقدوا خلال الفترات التضخمية نسبة كبيرة من قوتهم الشرائية، وصلت في الفترة (1991-1997) إلى أكثر من 63%، بينما نجد أن الدخول الناتجة عن مصادر أخرى غير الأجور قد حققت بعض التحسن في قيمتها الحقيقية.

مقدمة :

إن هذا الفصل هو بمثابة الجزء التطبيقي والقياسي لهذه الدراسة، حيث نحاول من خلاله إعطاء صورة قياسية للظاهرة التضخمية في الجزائر بناءا على الأدوات والأساليب الإحصائية والرياضية التي تناولناها في الفصلين الثاني والثالث، هذه الصورة يمكن لها أن ترسم لنا مستقبل الظاهرة المدروسة على ضوء البيانات الجزائرية التي تبين تطورها في السنوات السابقة، لذا سنحاول أولا دراسة طبيعة السلسلة الشهرية لمعدل التضخم في الجزائر، من أجل نمذجة الظاهرة وإعطائها أحسن صيغة رياضية، وفي مرحلة ثانية نحاول الإجابة على الإشكالية الأساسية للبحث، من خلال تدعيم الصيغة الرياضية السابقة بنموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء ARCH، وهذا من شأنه أن يسمح لنا بمعرفة المعدلات المتوقعة للتضخم في الجزائر، وفي الأخير سوف نربط، على ضوء التفسيرات السابقة لمنحنى فيلبس، الظاهرة التضخمية بظاهرة البطالة، ومن ثم اكتشاف ما إذا كانت توجد مبادلة بين هاتين الظاهرتين. وهذا كله من خلال المباحث التالية :

- ❖ المبحث الأول : تحليل السلسلة الشهرية لمعدل تضخم مؤشر أسعار الاستهلاك
- ❖ المبحث الثاني: اقتراح نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء
- ❖ المبحث الثالث : منظور قياسي لمنحنى فيلبس في الجزائر

المبحث الأول : تحليل السلسلة الشهرية لمعدل تضخم مؤشر أسعار الاستهلاك

إن الهدف الرئيسي لاستخدام تحليل السلاسل الزمنية هو معرفة طبيعية التغيرات التي تطرأ على قيم الظاهرة المدروسة في الفترات الزمنية من أجل استخراج في الأخير القيم المتوقعة لهذه الظاهرة[1]، ولقد تعرضنا بالتفصيل في الفصلين الثاني والثالث من هذا البحث إلى الأساليب النظرية المستعملة في ذلك، هذه الأخيرة سوف تُشكِّل لنا أرضية خصبة لتحليل التغيرات الشهرية لمعدلات التضخم لمؤشرات أسعار الاستهلاك (السلسلة محل الدراسة)، في الفترة الممتدة من جانفي 1990 إلى ماي 2005. ويُحسَّب معدل التضخم لشهر معين (t) من خلال نسبة التغير المئوية الشهرية في مؤشرات أسعار الاستهلاك (CPI)، أي :

$$INF_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100$$

حيث INF_t : هي معدل تضخم مؤشر أسعار الاستهلاك في الشهر t (المشاهدة في الزمن t)

CPI_t : مستوى مؤشر أسعار الاستهلاك في الشهر t

CPI_{t-1} : مستوى مؤشر أسعار الاستهلاك في الشهر t-1.

من خلال هذه العلاقة تحصلنا على الجدول التالي الذي يبين إجمالي مشاهدات السلسلة محل الدراسة :

[1] أموري هادي كاظم الحسناوي، مرجع سابق ، ص397.

الجدول رقم (5-1) : التغيرات الشهرية لمعدل تضخم أسعار الاستهلاك (%) (من جانفي 1990–ماي 2005).

	جانفي	فيفري	مارس	أفريل	ماي	جوان	جويلية	أوت	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر
1990	11.400	-1.257	3.000	2.648	0.430	2.654	-4.170	1.741	2.908	7.980	4.311	1.624
1991	0.581	0.939	3.505	0.553	1.718	-1.014	-1.638	3.192	3.430	5.787	3.319	1.071
1992	2.531	1.837	0.676	2.520	4.642	2.349	-0.306	5.575	1.647	3.098	1.526	0.729
1993	1.627	1.868	3.493	-0.970	3.536	-3.292	-0.851	2.403	2.473	3.149	0.912	0.668
1994	6.479	4.289	0.773	1.535	6.218	-0.485	0.552	3.426	6.000	4.688	0.704	1.174
1995	6.247	0.624	-0.207	0.233	3.205	-0.326	0.151	4.340	1.539	0.450	2.593	0.230
1996	5.754	2.883	0.969	0.396	4.656	-0.516	-3.753	0.871	0.432	1.925	1.004	0.955
1997	2.797	-0.671	-1.351	0.274	0.293	-0.545	-0.899	0.414	2.044	0.828	1.280	2.338
1998	3.538	-1.975	-0.853	0.751	0.672	-1.968	-1.915	1.521	1.812	0.254	1.395	1.376
1999	1.234	-1.846	-0.018	-0.479	1.159	-1.727	-2.654	0.663	2.562	0.607	0.248	2.672
2000	1.603	-1.611	-0.310	-3.925	-1.296	-0.966	-1.086	1.154	1.583	-0.308	1.654	1.269
2001	1.006	-0.874	0.300	-0.984	2.556	0.035	-2.128	0.495	1.267	0.869	3.755	2.872
2002	-0.258	-1.327	-1.443	-2.129	-0.289	-1.773	-1.145	0.808	1.271	0.344	3.513	-0.215
2003	0.133	-0.249	-0.698	-0.167	2.128	-0.492	-1.484	1.406	1.634	1.250	2.935	-0.125
2004	0.624	-0.744	1.140	-1.189	-0.359	-1.506	-1.927	0.698	4.080	0.558	1.433	-1.109
2005	2.596	0.105	0.434	-0.819	-0.135							

المصدر :

1. ONS,Collections Statistiques, N°113, 2004, PP 32-45.
2. ONS (10/juillet/2005), **Page d'accueil : Statistique Indice des Prix à la Consommation**, www.ons.dz/ipc/ipc2005/ipc052005.htm.

المطلب الأول : دراسة طبيعة السلسلة الشهرية لمعدل تضخم أسعار الاستهلاك (INF_t)

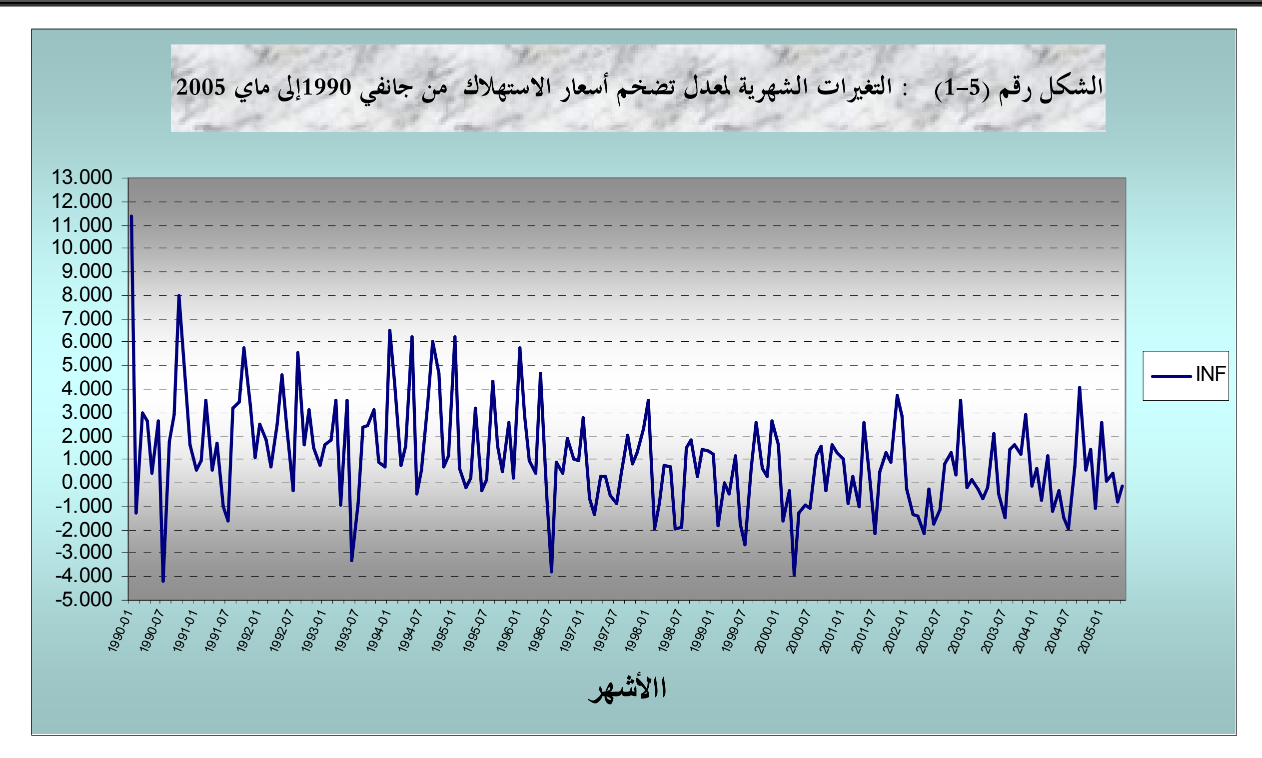
1- دراسة وصفية لبيانات السلسلة (INF) :

تتكون السلسلة (INF_t) من 185 مشاهدة، ممتدة من جانفي 1990 إلى ماي 2005، بمستوى متوسط (1.0531%)، وقيمة عظمى سجلت في بداية الفترة (11.40%)، وقيمة صغرى سُجلت في شهر جويلية من سنة 1990 (-4.170%)، تعكس لنا هاتين القيمتين على الترتيب أكبر نسبتي نمو وانخفاض عرفتها أسعار الاستهلاك خلال فترة الدراسة[1].

بينما يُنصِّف هذه السلسلة، مستوى وسيطي 0.7730 %، و تَتشتَّت قيم السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 2.205، وهو ما يعطينا فكرة حول درجة عدم تجانس مستويات السلسلة.

يمكن تمثيل بيانات السلسلة INF_t ، من خلال الجدول (5-1)، في المنحنى التالي:

[1] أنظر الملحق رقم (3-1).



المصدر : من إعداد الطالب ، بناءا على بيانات الجدول رقم (5-1).

بتدقيق النظر في المنحنى نلاحظ أن السلسلة INF_t أخذت ميل موجب تقريبا في بداية فترة الدراسة حتى سنة 1996، ثم سرعان ما عرفت السلسلة بعد ذلك اتجاها عاما معاكس، لتشهد في الأخير نوع من الاستقرار (منحنى موازي لمحور الفواصل).كما يظهر جليا أن المستوى الأكبر للسلسلة في كل سنة يكون حدود بدايتها، وأن المستوى الأصغر يوافق الأشهر الوسطى في كل سنة، وبين هاتين الفترتين تأخذ السلسلة شكل شبه منتظم، مما يؤشر لنا على إمكانية وجود مركبة موسمية في السلسلة، ويعود هذا الانتظام في تغير البيانات حسب السنوات، إلى أن أسعار الاستهلاك في الجزائر عادة ما ترتفع بشكل موسمي، في شهر رمضان مثلا، لتعرف بعدها انخفاض كبير يوافق أشهر بداية الصيف.

هذا التذبذب في إشارة الميل العام للسلسة INF، بالإضافة إلى التغير المتشابه والمنتظم في كل موسم،من شأنه أنة يؤثر سلبا على استقرارية السلسلة محل الدراسة.

إن الملاحظات البيانية السابقة لا يمكن أن تعطينا جواب واضح حول إن كانت السلسلة محل الدراسة مستقرة أم لا، لذلك نستعين باختبارات الإحصائية المُعدَّة لذلك.

2- دراسة استقرارية السلسلة INF:

تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن[1]، ولاختبار استقرارية السلسلة INF_t يوجد عدة أدوات إحصائية لذلك منها :

2-1 اختبار معنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي للسلسلة INF:

تكون السلسلة INF مستقرة، إذا كانت معاملات دالة ارتباطها P_k معنويا لا تختلف عن الصفر من أجل كل $k > 0$. والشكل التالي يبين دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة محل الدراسة :

[1] Melard Guy , **Méthodes de prevision à court terme** (Bruxelles : Edition Ellipses, 1990), P282.

الشكل رقم (5-2) : دالة الارتباط الذاتي للسلسلة INF

Correlogram of INF

Date: 07/25/05 Time: 23:03
Sample: 1990:01 2005:05
Included observations: 185

Lag	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.186	0.186	6.5098	0.011
2	0.073	0.039	7.5068	0.023
3	0.100	0.083	9.4145	0.024
4	0.134	0.104	12.853	0.012
5	0.083	0.036	14.168	0.015
6	-0.067	-0.109	15.027	0.020
7	0.067	0.077	15.895	0.026
8	0.135	0.104	19.451	0.013
9	0.192	0.159	26.677	0.002
10	0.097	0.044	28.540	0.001
11	0.209	0.173	37.245	0.000
12	0.479	0.410	83.130	0.000
13	0.047	-0.135	83.566	0.000
14	0.033	-0.013	83.781	0.000
15	0.073	0.031	84.854	0.000
16	0.157	0.068	89.900	0.000
17	0.052	-0.022	90.463	0.000
18	-0.077	-0.070	91.697	0.000
19	0.057	-0.013	92.369	0.000
20	0.176	0.061	98.867	0.000
21	0.133	-0.055	102.61	0.000
22	0.100	0.072	104.75	0.000
23	0.198	0.070	113.14	0.000
24	0.461	0.300	158.78	0.000
25	0.073	-0.018	159.93	0.000
26	0.037	0.003	160.24	0.000
27	0.121	0.090	163.44	0.000
28	0.166	0.047	169.50	0.000
29	0.044	-0.020	169.93	0.000
30	-0.142	-0.130	174.44	0.000

المصدر: من إعداد الطالب ، بالاستعانة ببرنامج EViews

نلاحظ من خلال دالة الارتباط الذاتي، أن المعاملات المحسوبة من أجل الفجوات k تساوي 1، 9، 11، 12، 16، 20، 23، 24 معنويا تختلف عن الصفر (خارج مجال الثقة)، ولإثبات هذا نستعمل اختبار Ljung-Box.

2-2 اختبار Ljung-Box :

نستعمل هذا الاختبار لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات أقل من 30 أعلاه، حيث توافق إحصائية الاختبار المحسوبة LB أخر قيمة في العمود Q-Stat في الشكل أعلاه ، أي :

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{30}\frac{\hat{p}_k^2}{n-k} = 185(185+2)\sum_{k=1}^{30}\frac{\hat{p}_k^2}{185-k} = 174.44 \quad > \quad X^2_{0.05:30} = 43.373$$

القرار: لدينا الإحصائية المحسوبة $LB = 174.44$ أكبر من الإحصائية المجدولة[1] $X^2_{0.05:30} = 43.373$ ومنه نرفض فرض العدم القائل بأن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر $(H_0 : P_1 = P_2 = ... = P_{30} = 0)$.

3-2 اختبار ديكي- فولر Dickey-Fuller (DF) test :

إن هذا الاختبار هو من بين أهم اختبارات الاستقرارية، وبالإضافة إلى ذلك فهو يمكن أن يدلنا على أبسط طريق لجعل السلسلة تستقر. ويعتمد اختبار DF على النماذج التالية :

$$\begin{cases} \Delta INF_t = \lambda \ INF_{t-1} + \mu_t & ....(1) \\ \Delta INF_t = \lambda \ INF_{t-1} + c + \mu_t & ....(2) \\ \Delta INF_t = \lambda \ INF_{t-1} + c + b\,t + \mu_t & ....(3) \end{cases}$$

من أجل اختبار استقرارية السلسلة INF_t، سنحاول تتبع إستراتيجية اختبار DF التي تطرقنا لها في الفصل الثاني من هذا البحث[2]. على النحو التالي :

---

[1] أنظر الملحق رقم (2-1).
[2] أنظر الصفحة : 145.

تقدير النموذج (3) : بالاستعانة ببرنامج EViews تحصلنا على النتائج التالية :

الشكل رقم (5-3): تقدير النموذج (3) لاختبار DF على السلسلة INF

ADF Test Statistic -13.1074525074	1% Critical Value*	-4.01059791958
	5% Critical Value	-3.43507776983
	10% Critical Value	-3.14126507884

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(INF)
Date: 07/26/05 Time: 01:02
Sample(adjusted): 1990:02 2005:05
Included observations: 184 after adjusting endpoints

Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
INF(-1)	-0.917788172242	0.0700203316949	-13.1074525074	4.94615494537e-28
C	2.02363873602	0.335802650325	6.02627386669	9.18316781508e-09
@TREND(1990:01)	-0.0120416494838	0.0029049332134	-4.14524142183	5.20851926067e-05

R-squared	0.487495542073	Mean dependent var	-0.0626902173913
Adjusted R-squared	0.481832509389	S.D. dependent var	2.71362284341
S.E. of regression	1.9533702434	Akaike info criterion	1.35528239067
Sum squared resid	690.633610714	Schwarz criterion	1.4076998215
Log likelihood	-382.770663942	F-statistic	86.0838298579
Durbin-Watson stat	1.85184559171	Prob(F-statistic)	0

المصدر من إعداد الطالب .

من خلال بيانات الشكل أعلاه يمكن اختبار الفرضيات التالية :

- **اختبار الفرضية** $(H_0 : b = 0)$:

لدينا من خلال النتائج أعلاه أن الإحصائية المحسوبة لمعامل الاتجاه العام تساوي $t_c =$ -4.145 وهي أكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة[1] $t_{\hat{b}} = 2.79$ (عند مستوى معنوية 5%). مما يجعلنا نرفض الفرضية $(H_0 : b = 0)$. أي أن مقدر الاتجاه العام يختلف معنويا عن الصفر.

- **اختبار الفرضية** $H_0 : \lambda = 0$ (أو $H_0 : \phi_1 = 1$) :

لدينا الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} =$ -13.107 أكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_t =$ -3.435 عند مستوى معنوية 5% (وكذلك عند 1% و10%)، ومنه نرفض فرضية وجود جذر أحادي في السلسلة INF $(H_0 : \phi_1 = 1)$.

في هذه الحالة وطبقا للخطوات المتبعة لمنهجية ديكي فولار، فإن السلسلة محل الدراسة توافق السيرورة TS، المعروفة بوجود مركبة اتجاه عام تحديدية، ومنه السلسلة INF_t غير مستقرة وتأخذ الشكل :

نموذج TS : $|\phi_1| < 1$
$$INF_t = \phi_1 \, INF_{t-1} + c + b\,t + \mu_t$$

وحيث أن إحصائية داربين واتسون أقل نوعا ما من 2 ($DW = 1.85$)، فإن هذا يمكن أن يوحي بإمكانية وجود مشكلة الارتباط الذاتي في الحد العشوائي، في هذه الحالة يُستحسَّن استخدام اختبار ديكي فولار المطور[2].

---

[1] هذه الإحصائية مستخرجة من جداول أعدت خصيصا من طرف Dickey et Fuller . لاختبار كل من $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، $(H_0 : b = 0)$ و $(H_0 : c = 0)$. أنظر الملحق رقم (1-6).

[2] REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p237.

4-2 اختبار ديكي- فولر المطور Dickey-Fuller Augmenté test :

يعتمد اختبار ADF في دراسة استقرارية السلسلة INF_t على تقدير النماذج التالية :

$$\begin{cases} \Delta INF_t = \lambda\, INF_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta INF_{t-j} + \mu_t & ....(4) \\ \Delta INF_t = \lambda\, INF_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta INF_{t-j} + c + \mu_t & ....(5) \\ \Delta INF_t = \lambda\, INF_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta INF_{t-j} + c + b\,t + \mu_t & ....(6) \end{cases}$$

- حيث يحدد مستوى التأخيرات p حسب أقل قيمة للمعايير: Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz (SC)

أ. تقدير النموذج (06) :

نقوم بتقدير المعادلة (6) من أجل أعداد مختلفة للتأخيرات $(p = 1,2,3,.....,20)$، ثم نختار قيمة p الموافقة لأقل قيمة للمعايير : Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz (SC) (أنظر إلى الملحق 3-2).

فكانت النتائج ملخصة في الجدول التالي[1]:

الجدول رقم (2-5): معايير Akaike ، Schwarz وHannan-Quinn للنموذج (6)حسب قيم p.

HQ	SC	AIC	p	HQ	SC	AIC	p
1.22918	1.318327	1.063147	$p=11$	1.7503	1.407683	1.33753	$p=1$
1.13967	1.224475	0.949984	$p=12$	1.66366	1.4336578	1.348556	$p=2$
1.16292	1.251608	0.957651	$p=13$	1.61403	1.47084	1.364812	$p=3$
1.19475	1.28327	0.969691	$p=14$	1.60587	1.4955609	1.371439	$p=4$
1.21454	1.31614	0.982778	$p=15$	1.63574	1.482159	1.339704	$p=5$
1.24652	1.353554	1.000248	$p=16$	1.57507	1.466552	1.305675	$p=6$
1.22641	1.33092	0.957508	$p=17$	1.57331	1.50238	1.322937	$p=7$
1.25768	1.362239	0.965884	$p=18$	1.55354	1.533428	1.335272	$p=8$
1.28234	1.398531	0.984405	$p=19$	1.53351	1.521594	1.30458	$p=9$
1.31815	1.4361	1.001363	$p=20$	1.50443	1.532525	1.296504	$p=10$

المصدر: من إعداد الطالب، بالاعتماد على الملحق رقم (3-2).

من خلال بيانات الجدول أعلاه نستنتج أن أقل قيمة للمعايير Akaike، Schwarz وHannan-Quinn توافق $p=12$. وتكون بذلك نتائج تقدير النموذج (06) من الشكل: $\Delta INF_t = \lambda\, INF_{t-1} - \sum_{j=1}^{12} \phi_{j+1} \Delta INF_{t-j} + c + b\,t + \mu_t$

[1] اعتمدنا في حساب AIC و SC على برنامج EViews ، أما قيم HQ فاستخرجت عن طريق برنامج EASYREG.

الشكل رقم (5-4): تقدير النموذج (6) لاختبار ADF للسلسلة INF_t

ADF Test Statistic	**-2.457451**	1% Critical Value*	-4.0140
		5% Critical Value	-3.4367
		10% Critical Value	-3.1422

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(INF)
Sample(adjusted): 1991:02 2005:05
Included observations: 172 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.558402	0.227228	-2.457451	0.0151
D(INF(-1))	-0.266702	0.227751	-1.171022	0.2434
D(INF(-2))	-0.292434	0.217966	-1.341647	0.1816
D(INF(-3))	-0.256086	0.206661	-1.239162	0.2171
D(INF(-4))	-0.161734	0.195516	-0.827218	0.4094
D(INF(-5))	-0.227174	0.179445	-1.265986	0.2074
D(INF(-6))	-0.290157	0.165305	-1.755280	0.0812
D(INF(-7))	-0.356443	0.148661	-2.397688	0.0177
D(INF(-8))	-0.354588	0.137474	-2.579311	0.0108
D(INF(-9))	-0.313777	0.123488	-2.540946	0.0120
D(INF(-10))	-0.342183	0.107514	-3.182681	0.0018
D(INF(-11))	-0.280550	0.091338	-3.071568	0.0025
D(INF(-12))	0.207957	0.067030	3.102445	0.0023
C	1.310274	0.626563	2.091210	0.0381
@TREND(1990:01)	-0.008148	0.004177	-1.950770	0.0529

R-squared	0.637190	Mean dependent var	-0.004163
Adjusted R-squared	0.604838	S.D. dependent var	2.453797
S.E. of regression	1.542504	**Akaike info criterion**	**0.949984**
Sum squared resid	373.5530	**Schwarz criterion**	**1.224475**
Log likelihood	-310.7560	F-statistic	19.69528
Durbin-Watson stat	1.948996	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: من إعداد الطالب

يختلف اختبار ADF على سابقه (DF) في أنه يستخدم الفروق ذات الفجوة الزمنية $\Delta INF_{t-1} = INF_{t-1} - INF_{t-2}$، $\Delta INF_{t-2} = INF_{t-2} - INF_{t-3}$، .....لمعالجة مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء[1]. وهذا ما توضحه إحصائية داربين واتسون $DW = 1.948996 \approx 2$ ($DW \in]d_2 , 2[$).

و من خلال بيانات الشكل أعلاه يمكن أن نستشف النتائج التالية :

- نقبل الفرضية $(H_0 : b = 0)$، أي أن معامل الاتجاه في السلسلة INF_t لا يختلف معنويا على الصفر (لأن $prob = 0.0529 > 0.05$). وبالتالي نرفض فرضية النموذج TS.
- لدينا الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = -2.457451$ أصغر (بالقيمة المطلقة)) من القيم الحرجة $(\tau_{tabulé})$ -4.0140، -3.4367 و-3.1422 عند مستويات معنوية 1%، 5% و10%، ومنه نقبل الفرضية $H_0 : \lambda = 0$ (أو $H_0 : \phi_1 = 1$)، وهذا يعني وجود جذر وحدوي ومنه تكون السلسلة INF_t غير مستقرة.

[1] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، مرجع سابق، ص 623.

ب. تقدير النموذج (5):

بعد تقدير النموذج الخامس من أجل أعداد مختلفة للتأخيرات $(p=1,2,3,.....,20)$، وجدنا أن أقل قيمة للمعـــايير Akaike ، Schwarz وHannan-Quinn توافق p=12 (أنظر الملحق 3-3)[1].

الشكل رقم (5-5): تقدير النموذج (5) لاختبار ADF للسلسلة INF_t

ADF Test Statistic	**-1.486273**	1% Critical Value*	-3.4695
		5% Critical Value	-2.8783
		10% Critical Value	-2.5756

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(INF)
Sample(adjusted): 1991:02 2005:05
Included observations: 172 after adjusting endpoints

Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
INF(-1)	-0.194080	0.130582	-1.486273	0.1392
D(INF(-1))	-0.616898	0.141397	-4.362881	0.0000
D(INF(-2))	-0.618333	0.141237	-4.377986	0.0000
D(INF(-3))	-0.553394	0.140809	-3.930105	0.0001
D(INF(-4))	-0.429951	0.140233	-3.065976	0.0026
D(INF(-5))	-0.463240	0.133673	-3.465484	0.0007
D(INF(-6))	-0.496005	0.128368	-3.863922	0.0002
D(INF(-7))	-0.530810	0.119839	-4.429370	0.0000
D(INF(-8))	-0.500337	0.116419	-4.297736	0.0000
D(INF(-9))	-0.428101	0.109657	-3.904008	0.0001
D(INF(-10))	-0.424826	0.099689	-4.261509	0.0000
D(INF(-11))	-0.331593	0.088283	-3.756017	0.0002
D(INF(-12))	0.184595	0.066534	2.774425	0.0062
C	0.137221	0.177583	0.772717	0.4408

R-squared	0.628396	Mean dependent var	-0.004163
Adjusted R-squared	0.597821	S.D. dependent var	2.453797
S.E. of regression	1.556138	Akaike info criterion	0.962306
Sum squared resid	382.6075	Schwarz criterion	1.218497
Log likelihood	-312.8157	F-statistic	20.55263
Durbin-Watson stat	1.929910	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر : من إعداد الطالب.

❖ اختبار الفرضية $(H_0 : C = 0)$:

إن المعامل الثابت C لا يختلف معنويا على الصـــفر، (لأن $t^*_{calcul} = 0.772717$ و $prob = 0.4408 > 0.05$). ممـــا يجعلنا نقبل الفرضية H_0، وهذا يعني رفض الفرضية بـــأن تكـــون السلســـلة INF_t تمثـــل ســـيرورة DS ذو مشـــتق (DS avec dérive).

[1] إن قيم المعايير Akaike، Schwarz و Hannan-Quinn المستخرجة من برنامج EASYREG تختلف عنها في برنامج EViews ، لكن تبقى قيمة p المثلى هي نفسها.

❖ اختبار الفرضية $H_0 : \lambda = 0$ (أو $H_0 : \phi_1 = 1$) :

إن الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = -1.486273$ أقل (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة : 3.4695-، 2.8783- و2.5756- عند مستويات معنوية 1%، 5% و10% على الترتيب، ومنه نقبل الفرضية H_0 وهذا معناه أن السلسلة INF_t تحتوي على جذر وحدوي، ومنه تكون السلسلة غير مستقرة (عبارة عن نموذج DS).

أما بالنسبة للنموذج الرابع، ومن أجل عدد التأخيرات الأمثل p=12[1]، فقد أعطى لنا برنامج EViews النتائج التالية :

الشكل رقم (5-6): جزء من نتائج تقدير النموذج (4) للسلسلة INF_t

ADF Test Statistic	-1.362474	1% Critical Value*	-2.5775
		5% Critical Value	-1.9416
		10% Critical Value	-1.6167

المصدر : الملحق رقم (3-4)

نلاحظ أن الإحصائية المحسوبة لاختبار ADF $\left(\tau_{\hat{\phi}_1} = -1.362474\right)$ أقل (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة : عند مستويات معنوية 1%، 5% و10%، ومنه نقبل الفرضية $H_0 : \lambda = 0$، ومنه السلسلة INF_t غير مستقرة .

5-2 ملخص لنتائج اختبارات استقرارية السلسلة INF_t:

❖ من خلال الشكل (5-2) نلاحظ أن معاملات الارتباط الذاتي المقدرة للسلسلة INF_t من أجل الفجوات 12، 24، 36 ، .... تختلف معنويا عن الصفر (خارج مجال الثقة)، هذه الوتيرة المنتظمة لمعاملات الارتباط في كل سنة، ترجع إلى وجود المركبة الفصلية في السلسلة INF_t، التي تحول دون استقرارية هذه الأخيرة، وهو ما أكدته لنا إحصائية Ljung-Box.

❖ وطبقا لمنهجية اختبار DF فقد تبين لنا أن معامل الاتجاه العام المقدر في النموذج (3) يختلف معنويا عن الصفر (رفض $(H_0 : b = 0)$)، وبرفض $H_0 : \phi_1 = 1$ يتضح أن السلسلة محل الدراسة لا تحتوي على جذر أحادي، إلا أن هذا الاختبار لا يأخذ بعين الاعتبار مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، من أجل هذا استعملنا اختبار ADF، بإدراج الفروق ذات الفجوة الزمنية ΔINF_{t-j} $(j = 1,2,....,12)$، فكانت النتائج مخالفة لاختبار DF، حيث وجدنا :

- في النموذج (6) : بقبول الفرضية $(H_0 : b = 0)$ نرفض فرضية أن السلسلة INF_t تتبع النموذج TS.
- في النموذج (5) : بقبول الفرضية $(H_0 : C = 0)$ نرفض فرض أن تكون السلسلة INF_t عبارة عن نموذج DS ذو مشتق (DS avec dérive).
- في النماذج (4)، (5)، (6) : بقبول الفرضية $H_0 : \lambda = 0$ نستنتج أن السلسلة INF_t تحتوي على جذر وحودي.

[1] أنظر الملحق (3-3) .

ومن خلال هذه النقاط نستنتج أن السلسلة INF_t غير مستقرة. وتحمل خصائص نموذج DS (بدون مشتق)، الـــذي يكتب من الشكل $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ ، ويعرف باسم " نموذج المشي العشـــوائي Random Walk Model" وهـــو كـــثير الاستعمال في دراسة الأسواق المالية .

المطلب الثاني: إزالة المركبة الفصلية ومركبة الاتجاه العام

1- إزالة المركبة الفصلية :

من خلال الشكل (5-1) يمكن قراءة التغيرات الفصلية في السلسلة INF_t من خلال الصورة المنتظمة للمنحنى الممثل التي تتكرر في كل سنة، وهذا راجع إلى العوامل الموسمية التي تتحكم في أسعار الاستهلاك في الجزائر، ومن أجل نـــزع المركبة الموسمية توجد طريقة تُستَّخدَم فيها معاملات شهرية تسمى المعاملات الموسمية. هذه الأخيرة تَقسِّم (أو تُطـــرح من) المشاهدات الأصلية للسلسلة INF_t حسب كل شهر.

1-1 إدخال المعاملات الموسمية :

بمساعدة برنامج EViews تحصلنا على قيم المعاملات الشهرية المناسبة لنزع المركبة الفصلية من السلسلة INF_t:

الشكل رقم (5-7): المعاملات الشهرية المستخدمة في نزع المركبة الفصلية

Date: 07/27/05 Time: 01:31
Sample: 1990:01 2005:05
Included observations: 185
Difference from Moving Average
Original Series: INF
Adjusted Series: INFSA

Scaling Factors:

جانفي	1.411467
فيفري	0.788747 -
مارس	0.586774 -
أفريل	1.250816 -
ماي	1.095553
جوان	1.820961-
جويلية	2.586868-
أوت	0.897804
سبتمبر	1.299482
أكتوبر	1.102707
نوفمبر	1.054107
ديسمبر	0.173047

المصدر: من إعداد الطالب .

نحصل على السلسلة المصححة الجديدة $INFSA_t$ ، من خلال طرح هذه المعاملات (CS) من بيانات السلسلة INF_t حسب كل شهر. مثال:

$$INFSA_{Janvier,1990} = INF_{Janvier,1990} - CS_{Janvier}$$

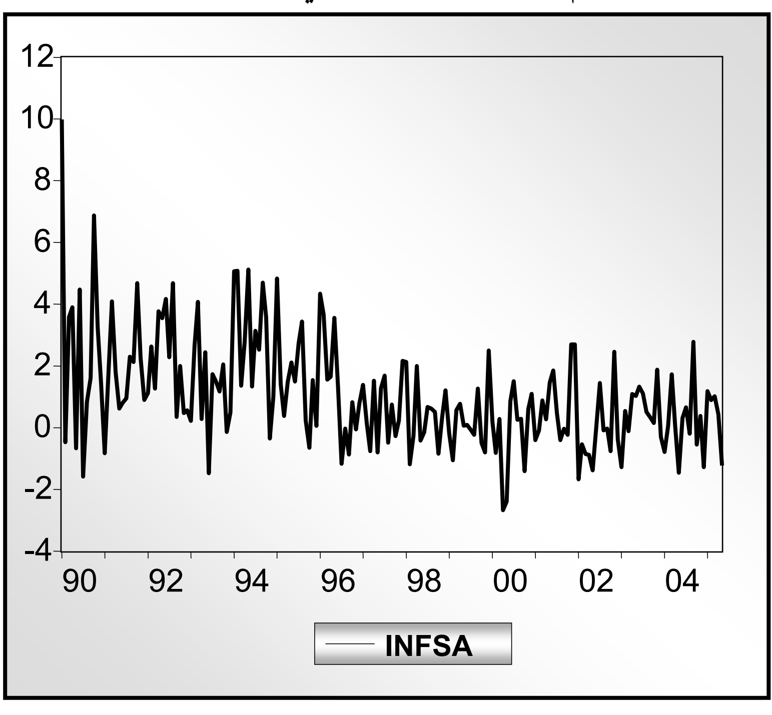
$$INFSA_{Février,2001} = INF_{Février,2001} - CS_{Février}$$

وكحالة عامة إذا رمزنا إلى الأشهر بـــ (i) وإلى السنوات بـــ(j) يكون لدينا :

$$INFSA_{i,j} = INF_{i,j} - CS_i \quad \forall(i = 1,2,....,12)(j = 1990,1991,.........,2005)$$

إذن من خلال هذه الصيغة يمكن أن نحسب 185 مشاهدة للسلسلة المصـــححة $INFSA_t$ (أنظـــر الملحـــق(3-5)). والممثلة في الشكل التالي :

الشكل رقم (5-8) : التمثيل البياني للسلسلة INFSA:



المصدر : من إعداد الطالب.

بالنظر إلى الملحق (3-6)، نلاحظ أن معظم معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة $INFSA_t$ $(P_{k>0})$ معنويا تختلف على الصفر (خارج مجال الثقة). وهو ما تؤكده لنا إحصائية بشكل واضح إحصائية Ljung-Box (من أجل عدد فجـــوات أقل أو يساوي 30) :

$$LB = 185(185+2)\sum_{k=1}^{30} \frac{\hat{p}_k^2}{185-k} = 264.50 \quad > X^2_{0.05:30} = 43.773$$

إذن نرفض الفرضية H_0 الذي تنص على انعدام كل معاملات الارتباط الذاتي.

2-1 اختبارات الاستقرارية على السلسلة بعد نزع المركبة الفصلية ($INFSA_t$):

من أجل اختبار استقرارية السلسلة الجديدة (بعد نزع المركبة الفصلية) وفقا لمنهجية ADF لابد من تقدير النماذج الثلاثة التالية :

$$\begin{cases} \Delta INFSA_t = \lambda\, INFSA_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta INFSA_{t-j} + \mu_t & ....(4) \\ \Delta INFSA_t = \lambda\, INFSA_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta INFSA_{t-j} + c + \mu_t & ....(5) \\ \Delta INFSA_t = \lambda\, INFSA_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta INFSA_{t-j} + c + b\,t + \mu_t & ....(6) \end{cases}$$

وقبل ذلك، يجب أولا تحديد مستوى التأخيرات p الموافق لأقل قيمة للمعايير Akaike، Schwarz وHannan-Quinn من أجل هذا قمنا بتقدير النموذج (06) من أجل $(p = 1,2,3,.....,20)$، فتحصلنا على النتائج التالية[1]:

الجدول رقم (5-3): معايير Akaike ، Schwarz و Hannan-Quinn للنموذج (6)حسب قيم p.

HQ	SC	AIC	p	HQ	SC	AIC	p
0.88668	0.967054	0.711874	$p=11$	1.21137	0.870697	0.800544	$p=1$
0.84859	0.917558	0.643067	$p=12$	1.10222	0.892152	0.804130	$p=2$
0.86358	0.932785	**0.638828**	$p=13$	1.07349	0.924337	0.818309	$p=3$
0.89599	0.962817	0.649238	$p=14$	0.97705	0.920713	0.796543	$p=4$
0.91629	0.997958	0.664596	$p=15$	0.97056	0.937939	0.893526	$p=5$
0.91807	1.017862	0.664556	$p=16$	0.88717	**0.893526**	0.732649	$p=6$
0.92447	1.033161	0.659749	$p=17$	0.91104	0.928434	0.74899	$p=7$
0.94883	1.068849	0.675165	$p=18$	0.90099	0.947201	0.749045	$p=8$
0.97232	1.103033	0.688906	$p=19$	0.89171	0.933437	0.716423	$p=9$
1.00309	1.140368	0.705631	$p=20$	0.88210	0.945306	0.709285	$p=10$

المصدر: من إعداد الطالب.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن القيمة المثلى لــ p هي 13،كونها توافق أقل قيمة لكل من معيار Akaike (AIC=0.638828) وتعطي أحسن نتيجة لإحصائية (DW= 2.016935). ومنه يكون شكل النموذج (6) على النحو :

$$\Delta INFSA_t = \lambda\, INFSA_{t-1} - \sum_{j=1}^{13} \phi_{j+1} \Delta INFSA_{t-j} + c + b\,t + \mu_t$$

بعد تقدير هذا النموذج بواسطة المربعات الصغرى، تحصلنا على النتائج التالية :

---

[1] اعتمدنا على حساب AIC و SC على برنامج EViews ، أما قيم HQ فاستخرجت عن طريق برنامج EASYREGN.

الشكل رقم (5-9): تقدير النموذج (6) لاختبار ADF للسلسلة $INFSA_t$

ADF Test Statistic	**-3.043714**	1% Critical Value*	-4.0143
		5% Critical Value	-3.4368
		10% Critical Value	-3.1423

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(INFSA)
Sample(adjusted): 1991:03 2005:05
Included observations: 171 after adjusting endpoints

Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
INFSA(-1)	-0.610538	0.200590	-3.043714	0.0027
D(INFSA(-1))	-0.194109	0.198599	-0.977390	0.3299
D(INFSA(-2))	-0.252269	0.197295	-1.278638	0.2029
D(INFSA(-3))	-0.197860	0.194355	-1.018032	0.3102
D(INFSA(-4))	-0.132336	0.189425	-0.698619	0.4858
D(INFSA(-5))	-0.118280	0.185333	-0.638201	0.5243
D(INFSA(-6))	-0.032821	0.177886	-0.184503	0.8539
D(INFSA(-7))	0.041559	0.170558	0.243666	0.8078
D(INFSA(-8))	0.019815	0.159724	0.124055	0.9014
D(INFSA(-9))	0.124407	0.148552	0.837460	0.4036
D(INFSA(-10))	0.035508	0.131983	0.269032	0.7883
D(INFSA(-11))	0.123945	0.113775	1.089387	0.2777
D(INFSA(-12))	0.286769	0.093250	3.075278	0.0025
D(INFSA(-13))	0.039512	0.066836	0.591186	0.5553
C	1.438926	0.554464	2.595166	0.0104
@TREND(1990:01)	-0.008823	0.003674	-2.401404	**0.0175**

R-squared	0.508469	Mean dependent var	-0.017300
Adjusted R-squared	0.460901	S.D. dependent var	1.793007
S.E. of regression	1.316486	Akaike info criterion	**0.638828**
Sum squared resid	268.6360	Schwarz criterion	0.932785
Log likelihood	-281.2583	F-statistic	10.68940
Durbin-Watson stat	**2.016935**	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر : من إعداد الطالب.

من خلال الشكل أعلاه يمكن نَستَّشِف النتائج التالية :

1. اختبار الفرضية $(H_0 : b = 0)$:

إن معامل الاتجاه في السلسلة $INFSA_t$ يختلف معنويا عن الصفر (لأن $prob = 0.0175 < 0.05$). وبالتالي نرفض الفرضية $(H_0 : b = 0)$.

2. اختبار الفرضية $H_0 : \lambda = 0$ (أو $H_0 : \phi_1 = 1$) :

لدينا $\tau_{\hat{\phi}_1} = -3.043714$ أقل (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة : -4.0143، -3.4368 و-3.1423 عند مستويات معنوية 1%، 5% و10% على الترتيب، ومنه نقبل بوجود جذر وحدوي في السلسلة $INFSA_t$ ($H_0 : \lambda = 0$).

وطبقا لمنهجية ديكي فولار[1]، عندما نرفض الفرضية $(H_0 : b = 0)$ ونقبل بوجود جذر وحدوي فإن السلسلة $INFSA_t$ في هذه الحالة غير مستقرة وتحمل خصائص نموذج DS.

ومن أجل تأكيد وجود جذر وحدوي في السلسلة $INFSA_t$ قمنا بتقدير النماذج (5) و(4) من أجل p=13 (وفقا لمعيار Akaike) فكانت النتائج ملخصة في الجدول التالي :

---

[1] أنظر الصفحة : 145.

الجدول رقم (5-4) : نتائج اختبار ADF للسلسلة $INFSA_t$:

اختبار ADF للسلسلة $INFSA_t$ عدد التأخيرات (أقل قيمة لـــ AIC) = 13						
	$H_0 : \lambda = 0$		$(H_0 : b = 0)$		$(H_0 : C = 0)$	
	$\tau_{\hat{\phi}_1}$	$\tau_{tabulé\ 5\%}$	t^*_{calcul}	**Prob**	t^*_{calcul}	**Prob**
النموذج (4)	**-1.632301**	**-1.9416**	–	–	–	–
النموذج (5)	**-1.855601**	**-2.8784**	–	–	**1.027581**	**0.3057**
النموذج (6)	**-3.043714**	**-3.4368**	**-2.401404**	**0.0175**	**2.595166**	**0.0104**

المصدر : من إعداد الطالب بناءا على الملحق (3-7).

من خلال قراءة بسيطة لبيانات الجدول أعلاه، نلاحظ أنه في كل من النماذج (4)، (5)، (6) لـــدينا الإحصـــائية المحسوبة لاختبار ADF ($\tau_{\hat{\phi}_1}$) أقل (بالقيمة المطلقة) من القيمة الحرجة لجدول MacKinnon ($\tau_{tabulé\ 5\%}$) عند مستوى 5%[1]، مما يجعلنا نقبل بأن السلسلة $INFSA_t$ غير مستقرة لوجود جذر وحدوي (unit root).

وطبقا لمنهجية ديكي فولر فإن قبول فرضية $H_0 : \lambda = 0$ (النموذج (6)) في حالة يكون فيها معامل الاتجـــاه العـــام يختلف معنويا عن الصفر (رفض $(H_0 : b = 0)$)، فإن هذا يشير إلى وجود مركبة اتجاه عام عشـــوائية (Stochastique) (DS). وبذلك يكون هنا أمر استقرارية السلسلة $INFSA_t$ مقرون بإزالة هذه المركبة.

2- إزالة مركبة الاتجاه العام :

إن من بين المميزات الحسنة لاختبارات الجذور الوحدوية أنها يمكن أن تعطينا فكرة حول صفة عدم الاســـتقرارية، سواء تحديدية أو عشوائية التي توافق نماذج TS أو DS على الترتيب. هذا من شأنه أن يدلنا على أحسن طريقة لكـــي نجعل السلسلة تستقر.

- فمن أجل نموذج DS: وهي الحالة التي نحن بصدد دراستها، تكون أحسن طريقة لضمان الاستقرارية هي إجراء الفروقات من الدرجة الأولى.
- أما من أجل نموذج TS : أحسن طريقة لجعل السلسلة تستقر هي طريقة المربعات الصغرى العادية، ذلـــك أن استخدام الفروقات يخلق اضطرابات اصطناعية (perturbations Artificielles) في السلسلة[2].

[1] وكذلك عند مستويات 1%، 10%.

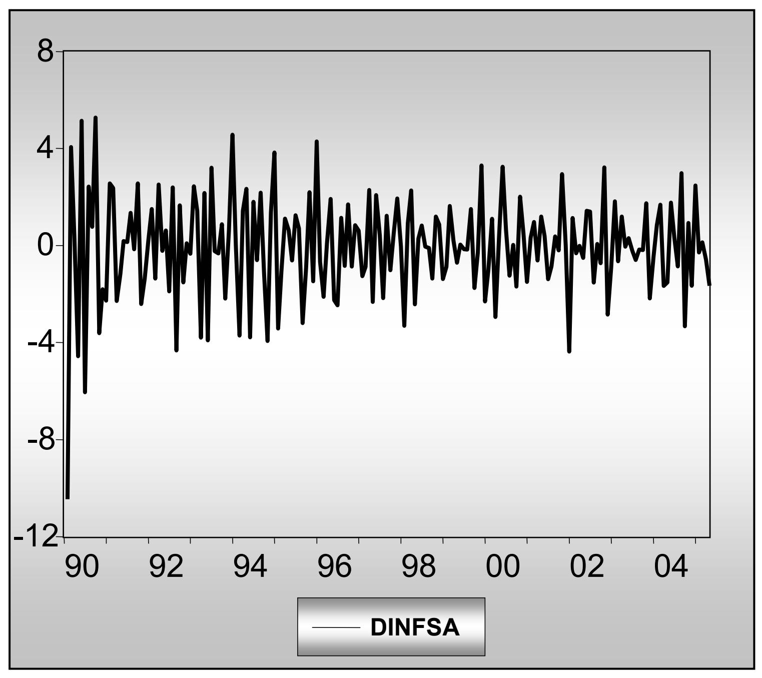
[2] REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p232.

2-1 إجراء الفروقات من الدرجة الأولى :

من أجل إزالة مركبة الاتجاه العام العشوائية من السلسلة $INFSA_t$، نجري الفروقات من الدرجة الأولى، لنحصل على السلسلة الجديدة $DINFSA_t$: $DINFSA_t = INFSA_t - INFSA_{t-1} \quad \forall t = 2,.....,185$

ووفقا لهذه الصيغة يمكننا أن نحسب 184 مشاهدة[1] للسلسلة الجديدة $DINFSA_t$ (أنظر الملحق 3-8) والممثلة في الشكل الموالي :


الشكل رقم (5-10): التمثيل البياني للسلسلة DINFSA:



المصدر : من إعداد الطالب بناءا على بيانات الملحق (3-8)

نلاحظ أن المنحنى أعلاه يأخذ شكل موازي تقريبا لمحور الفواصل مما يوحي لنا مبدئيا بغياب التغير المنتظم في الاتجاه العام بدلالة الزمن.

2-2 اختبارات الاستقرارية على السلسلة الجديدة $DINFSA_t$:

إن الملاحظة البسيطة للمنحنى أعلاه لا تكفي لوحدها لإعطائنا إجابة حول وجود اتجاه في السلسلة $DINFSA_t$، لذلك لابد من اللجوء إلى المقاييس الإحصائية المعروفة . ونظرا لأهمية مرحلة دراسة الاستقرارية في تحليل السلاسل الزمنية، سنحاول الاستعانة بعدد أكبر من الاختبارات الإحصائية المخصصة لذلك .

2-2-1 اختبار ديكي- فولار (DF) :

يساعدنا هذا الاختبار في كشف وجود جذر وحدوي في السلسلة $DINFSA_t$، بالاعتماد على تقدير النماذج القاعدية التالية :

$$\begin{cases} \Delta DINFSA_t = \lambda \; DINFSA_{t-1} + \mu_t & ....(1) \\ \Delta DINFSA_t = \lambda \; DINFSA_{t-1} + c + \mu_t & ....(2) \\ \Delta DINFSA_t = \lambda \; DINFSA_{t-1} + c + b\,t + \mu_t & ....(3) \end{cases}$$

---

[1] لأن إجراء الفروقات من الدرجة الأولى يُفقدنا المشاهدة الأولى، لعدم وجود $DINFSA_0$.

وفيما يلي تطبيق لاختبار DF على السلسلة $DINFSA_t$ وفقا للمنهجية المبسطة والمدرجة في الفصل الثاني[1].

أ. **تقدير النموذج (3):**

بالاستعانة ببرنامج EViews كانت النتائج كالتالي :

الشكل رقم (5-11): تقدير النموذج الثالث لاختبار DF على السلسلة $DINFSA_t$:

ADF Test Statistic	-21.95593	1% Critical Value*	-4.0109
		5% Critical Value	-3.4352
		10% Critical Value	-3.1413

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(DINFSA)
Date: 08/04/05 Time: 11:07
Sample(adjusted): 1990:03 2005:05
Included observations: 183 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DINFSA(-1)	-1.388521	0.063241	-21.95593	0.0000
C	-0.016259	0.270380	-0.060136	0.9521
@TREND(1990:01)	-8.81E-05	0.002527	-0.034871	0.9722

R-squared	0.728423	Mean dependent var	0.048057
Adjusted R-squared	0.725405	S.D. dependent var	3.444028
S.E. of regression	1.804732	Akaike info criterion	1.197082
Sum squared resid	586.2704	Schwarz criterion	1.249696
Log likelihood	-366.1987	F-statistic	241.3975
Durbin-Watson stat	2.293078	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: من إعداد الطالب.

من خلال قراءة بسيطة لبيانات الشكل أعلاه يمكن أن نستخرج النتائج التالية :

❖ اختبار الفرضية $(H_0 : b = 0)$:

لدينا الإحصائية المحسوبة $t^*_{calcul} = -0.034871$ أقل من القيمة المجدولة[2] $t_{tabulé} = 2.79$ عند حدود معنوية 5%. (وكذلك $prob = 0.9722 > 0.05$) ومنه نقبل الفرضية الصفرية $(H_0 : b = 0)$التي تشير إلى أن معامل الاتجاه لا يختلف معنويا عن الصفر. إذن بالمقابل نرفض فرضية أن السلسلة $DINFSA_t$ تحتوي على مركبة اتجاه عام تحديدية (نموذج TS).

❖ اختبار الفرضية $H_0 : \lambda = 0$ (أو $H_0 : \phi_1 = 1$) :

من الشكل أعلاه يتضح لنا أن الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = -21.95593$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة $(\tau_{tabulé})$: -4.0109، -3.4352 و-3.1413 عند مستويات معنوية 1%، 5% و10%، ومنه نرفض فرضية H_0، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة $DINFSA_t$.

[1] أنظر الصفحة : 145.
[2] أنظر الملحق (1-6).

ب. تقدير النموذج (2):

أعطى تقدير المعادلة $\left(\Delta DINFSA_t = \lambda \; DINFSA_{t-1} + c + \mu_t\right)$ النتائج التالية :

الشكل رقم (5-12) : تقدير النموذج الثاني لاختبار DF على السلسلة $DINFSA_t$:

ADF Test Statistic	-22.03345	1% Critical Value*	-3.4673
		5% Critical Value	-2.8773
		10% Critical Value	-2.5751

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(DINFSA)
Date: 08/04/05 Time: 11:29
Sample(adjusted): 1990:03 2005:05
Included observations: 183 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DINFSA(-1)	-1.388604	0.063023	-22.03345	0.0000
C	-0.024459	0.133082	-0.183793	0.8544

R-squared	0.728421	Mean dependent var	0.048057
Adjusted R-squared	0.726921	S.D. dependent var	3.444028
S.E. of regression	1.799746	Akaike info criterion	1.186160
Sum squared resid	586.2743	Schwarz criterion	1.221236
Log likelihood	-366.1993	F-statistic	485.4728
Durbin-Watson stat	2.292962	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: من إعداد الطالب.

❖ اختبار الفرضية $(H_0 : C = 0)$:

إن المعامل الثابت C لا يختلف معنويا على الصفر، كون الإحصائية المحسوبة $t^*_{calcul} = -0.183793$ أقل من القيمة الجدولة[1] $t_{tabulé} = 2.53$ (عند مستوى معنوية 5%)، (وكذلك قيمة الاحتمال الحرجة (Probabilité critique) أكبر من 0.05 $(prob = 0.8544 > 0.05)$). مما يجعلنا نقبل الفرضية H_0، وهذا يعني رفض الفرضية بأن تكون السلسلة $DINFSA_t$ تمثل سيرورة DS ذو مشتق (DS avec dérive).

❖ اختبار الفرضية $H_0 : \lambda = 0$ (أو $H_0 : \phi_1 = 1$) :

إن الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = -22.03345$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة : -3.4673، -2.8773 و-2.5751 عند مستويات معنوية 1%، 5% و10% على الترتيب، ومنه نرفض فرضية H_0 وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة $DINFSA_t$.

وحسب منهجية DF[2] إذا كان المعامل الثابت في النموذج الثاني لا يختلف معنويا عن الصفر (رفض فرضية نموذج DS ذو مشتق)، وكانت السلسلة في هذه الحالة لا تحتوي على جذر وحودي (رفض فرضية نموذج DS بدون مشتق)، يكون لدينا شروط كافية بأن نقول أن السلسلة $DINFSA_t$ مستقرة[3].

---

[1] أنظر الملحق : (1-6) .
[2] أنظر الصفحة : 145.
[3] بأخذ بعين الاعتبار النتائج المتحصل عليها من تقدير النموذج (3)،

ج. تقدير النموذج (1):

كانت نتائج تقدير المعادلة $\left(\Delta DINFSA_t = \lambda \ DINFSA_{t-1} + \mu_t\right)$ كما يلي :

الشكل رقم (5-13) : تقدير النموذج (01) لاختبار DF على السلسلة $DINFSA_t$

ADF Test Statistic	**-22.09437**	1% Critical Value*	-2.5768
		5% Critical Value	-1.9415
		10% Critical Value	-1.6166

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(DINFSA)
Date: 08/04/05 Time: 11:51
Sample(adjusted): 1990:03 2005:05
Included observations: 183 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DINFSA(-1)	-1.388317	0.062836	-22.09437	0.0000

R-squared	0.728370	Mean dependent var	0.048057
Adjusted R-squared	0.728370	S.D. dependent var	3.444028
S.E. of regression	1.794962	Akaike info criterion	1.175417
Sum squared resid	586.3837	Schwarz criterion	1.192955
Log likelihood	-366.2164	Durbin-Watson stat	2.292884

المصدر: من إعداد الطالب.

❖ اختبار الفرضية $H_0 : \lambda = 0$ (أو $H_0 : \phi_1 = 1$):

لدينا $\tau_{\hat{\phi}_1} = -22.09437$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة : 2.5768-، 1.9415- و1.6166- عند مستويات معنوية 1%، 5% و10% على الترتيب، ومنه نقبل بعدم وجود جذر وحدوي في السلسلة $DINFSA_t$. وهذا ما يؤكد النتيجة المتوصل إليها في النموذج الثاني فيما يتعلق بقبول فرضية استقرارية السلسلة.

2-2-2 اختبار ADF على السلسلة الجديدة $DINFSA_t$:

نريد من خلال اختبار ADF تأكيد استقرارية السلسلة $DINFSA_t$، لأن هذه الاختبار في صيغته المطورة بإدراج الفروق ذات الفجوة الزمنية (ΔY_{t-j}) يأخذ بعين الاعتبار مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء الملاحظة من خلال إحصائية $DW = 2.292884$ للاختبار السابق. بحيث تكون النماذج المستخدمة هذه المرة إذا تعلق الأمر بالسلسلة $DINFSA_t$ من الشكل :

$$\begin{cases} \Delta DINFSA_t = \lambda \ DINFSA_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta DINFSA_{t-j} + \mu_t & ....(4) \\ \Delta DINFSA_t = \lambda \ DINFSA_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta DINFSA_{t-j} + c + \mu_t & ....(5) \\ \Delta DINFSA_t = \lambda \ DINFSA_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \phi_{j+1} \Delta DINFSA_{t-j} + c + b\,t + \mu_t & ....(6) \end{cases}$$

وقبل تقدير النماذج أعلاه لا بد من تحديد مستوى التأخيرات p. حيث بتقدير المعادلة (6) من أجل أعداد مختلفة للتأخيرات $(p = 1,2,3,.....,20)$، يكون مستوىp الأمثل ذلك الذي يعطي أقل قيمة للمعايير Akaike، Schwarz وHannan-Quinn .

الجدول رقم (5-5): معايير Akaike، Schwarz وHannan-Quinn للنموذج (6)حسب قيم p.

HQ	SC	AIC	p	HQ	SC	AIC	p
0.99411	**0.94130**	0.68521	$p = 11$	2.00169	1.14543	1.07501	$p = 1$
0.97296	0.96076	**0.68518**	$p = 12$	1.73065	1.12155	1.03319	$p = 2$
0.98400	0.99782	0.70269	$p = 13$	1.61193	1.03043	0.92400	$p = 3$
1.01628	1.02251	0.70767	$p = 14$	1.44701	1.02845	0.90380	$p = 4$
1.04292	1.02937	0.69466	$p = 15$	1.34619	0.95047	0.80747	$p = 5$
1.05985	1.04074	0.68599	$p = 16$	1.26060	0.97926	0.81776	$p = 6$
1.08690	1.06960	0.69466	$p = 17$	1.25801	0.97423	0.79409	$p = 7$
1.11806	1.09755	0.70224	$p = 18$	1.11156	0.96947	0.77054	$p = 8$
1.14187	1.13287	0.71703	$p = 19$	1.13123	0.96365	0.74579	$p = 9$
0.97896	1.13636	0.69982	$p = 20$	1.13642	0.97352	0.73657	$p = 10$

المصدر: من إعداد الطالب[1].

من خلال الجدول أعلاه يمكننا اختيار مستوى التأخيرات P=12، الذي يوافق أقل قيمة لمعياري AIC وHQ.

هذا مع أخذ بعين الاعتبار قيمة إحصائية DW. ومنه يكون النموذج (6) لاختبار ADF للسلسلة $DINFSA_t$ على الشكل التالي :

$$\Delta DINFSA_t = \lambda\, DINFSA_{t-1} - \sum_{j=1}^{12} \phi_{j+1} \Delta DINFSA_{t-j} + c + b\,t + \mu_t$$

بعد تقدير هذا النموذج بواسطة المربعات الصغرى، تحصلنا على النتائج التالية :

[1] اعتمدنا على حساب AIC و SC على برنامج EViews ، أما قيم HQ فاستخرجت عن طريق برنامج EASYREG.

الشكل رقم (5-14): تقدير النموذج (6) لاختبار ADF للسلسلة $DINFSA_t$

ADF Test Statistic	**-4.751714**	1% Critical Value*	-4.0143
		5% Critical Value	-3.4368
		10% Critical Value	-3.1423

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(DINFSA)
Sample(adjusted): 1991:03 2005:05
Included observations: 171 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DINFSA(-1)	-5.244225	1.103649	-4.751714	0.0000
D(DINFSA(-1))	3.493624	1.074926	3.250108	0.0014
D(DINFSA(-2))	2.716716	1.022313	2.657420	0.0087
D(DINFSA(-3))	2.037639	0.951151	2.142288	0.0337
D(DINFSA(-4))	1.470328	0.867746	1.694422	0.0922
D(DINFSA(-5))	0.955040	0.770142	1.240084	0.2168
D(DINFSA(-6))	0.571478	0.666426	0.857527	0.3925
D(DINFSA(-7))	0.302514	0.555723	0.544361	0.5870
D(DINFSA(-8))	0.053345	0.445965	0.119616	0.9049
D(DINFSA(-9))	-0.046069	0.335618	-0.137265	0.8910
D(DINFSA(-10))	-0.189400	0.233685	-0.810495	0.4189
D(DINFSA(-11))	-0.194288	0.142744	-1.361098	0.1754
D(DINFSA(-12))	0.009069	0.066599	0.136170	0.8919
C	-0.100246	0.233342	-0.429610	0.6681
@TREND(1990:01)	0.000462	0.002101	**0.220117**	**0.8261**

R-squared	0.808947	Mean dependent var	-0.024682
Adjusted R-squared	0.791801	S.D. dependent var	2.960645
S.E. of regression	1.350907	Akaike info criterion	0.685183
Sum squared resid	284.6922	Schwarz criterion	0.960768
Log likelihood	-286.2217	F-statistic	47.18052
Durbin-Watson stat	2.002517	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر : من إعداد الطالب.

إن الشيء الملاحظ – من خلال الشكل أعلاه والملحق رقم (3-9)- في نتائج اختبارات ADF هو تحسن إحصائية DW في النماذج (4)، (5)،(6)[1] بالمقارنة مع ما كانت عليه حالة اختبار DF. وهذا راجع لكـــون الصـــيغة المطـــورة لاختبار ديكي فولار (ADF) تدخل عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية $(\Delta DINFSA_{t-1},........,\Delta DINFSA_{t-12})$ لحل مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء.

ويمكن تلخيص نتائج اختبار ADF على السلسلة $DINFSA_t$ في الجدول التالي :

[1] حيث أخذت القيم 2.001110، 2.002217، 2.002517 على الترتيب.

الجدول رقم (5-6) : نتائج اختبار ADF للسلسلة $DINFSA_t$:

<table>
<tr><td colspan="7">اختبار ADF للسلسلة $DINFSA_t$
عدد التأخيرات (أقل قيمة لـــ AIC و HQ) = 12</td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">$H_0 : \lambda = 0$</td><td colspan="2">$(H_0 : b = 0)$</td><td colspan="2">$(H_0 : C = 0)$</td></tr>
<tr><td></td><td>$\tau_{\hat{\phi}_1}$</td><td>$\tau_{tabulé\ 5\%}$</td><td>t^*_{calcul}</td><td>Prob</td><td>t^*_{calcul}</td><td>Prob</td></tr>
<tr><td>النموذج (4)</td><td>-4.743364</td><td>-1.9416</td><td>-</td><td>-</td><td>-</td><td>-</td></tr>
<tr><td>النموذج (5)</td><td>-4.761280</td><td>-2.8784</td><td>-</td><td>-</td><td>-0.523222</td><td>0.6016</td></tr>
<tr><td>النموذج (6)</td><td>-4.751714</td><td>-3.4368</td><td>0.220117</td><td>0.8261</td><td>-0.429610</td><td>0.6681</td></tr>
</table>

المصدر : من إعداد الطالب بناءا على الملحق (3-9) والشكل رقم (5-14).

من خلال بيانات الجدول أعلاه يمكن أن نستشف النقاط التالية (وفقا لمنهجية ديكي فولار):

- من أجل كل من النماذج (4)، (5)، (6) تكون الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5% (وأيضا عند 1% و10%)، ومنه نرفض الفرضية $H_0 : \lambda = 0$ (أو $H_0 : \phi_1 = 1$)، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة $DINFSA_t$.
- من خلال النموذج (6) : نقبل الفرضية $(H_0 : b = 0)$، أي أن معامل الاتجاه في السلسلة $DINFSA_t$ لا يختلف معنويا على الصفر (لأن $prob = 0.8261 > 0.05$). وبالتالي نرفض فرضية النموذج TS.
- من خلال النموذج (5) : نقبل الفرضية $H_0 : c = 0$ (لأن $prob = 0.6016 > 0.05$)، وعليه نرفض فرضية نموذج DS ذو مشتق.

إن هذه النتائج لاختبارADF توافق ما وجدناه من خلال اختبار DF. في أن السلسلة $DINFSA_t$ لا تحتوي على جذر وحدوي، ولا على اتجاه تحديدي (TS)، أو عشوائي (DS). ومنه تكون هذه السلسلة مستقرة.

ملاحظة (5-1): إن هذه النتائج لاختبار ADF فيما يخص استقرارية السلسلة $DINFSA_t$ تبقى ثابتة مهما تغير مستوى التأخيرات P $(p = 0,1,2..............)$.

3-2-2 اختبار Phillips et Perron على السلسلة الجديدة $DINFSA_t$:

إن الشيء المضاف في هذا الاختبار (PP)، هو أخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباينات غير المتجانسة (Les erreurs hétéroscédastiques)، عن طريق تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي-فولار، حيث قام كل من فيلبس وبيرون (1988م) بتقدير التباين الطويل الأجل s_1^2، المستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج القاعدية لديكي فولار. حيث :

$$s_1^2 = \frac{1}{184}\sum_{t=1}^{184} e_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}\left(1 - \frac{i}{l+1}\right)\frac{1}{184}\sum_{t=i+1}^{184} e_t e_{t-i}$$

– وقبل تقدير s_1^2، يشترط أولا حساب عدد التأخيرات l (troncature de Newey-West) :

$$l \approx 4\left(\frac{n}{100}\right)^{2/9} = 4\left(\frac{184}{100}\right)^{2/9} \approx 4$$

والجدول التالي يبين النتائج المتحصل عليها من خلال تقدير النماذج (1)، (2) و(3) بعد التصحيح غير المعلمي لفيلبس وبيرون (أنظر الملحق 3-10) :

الجدول رقم (5-7) : نتائج اختبار Phillips et Perron للسلسلة $DINFSA_t$:

الفرضية H_0 : السلسلة $DINFSA_t$ تحتوي على جذر أحادي عدد التأخيرات (troncature de Newey-West) = 4				
اختبار **Phillips et Perron**	إحصائية PP : $t_{\hat{\phi}_1}^*$	القيمة الحرجة لجداول Mackinnon		
		%1	%5	%10
النموذج (1)	-24.34117	-2.5768	-1.9415	-1.6166
النموذج (2)	-24.26717	-3.4673	-2.8773	-2.5751
النموذج (3)	-24.17383	-4.0109	-3.4352	-3.1413

المصدر : من إعداد الطالب بناءا على الملحق (3-10).

إذن من خلال بيانات الجدول أعلاه، وبعد التصحيح غير المعلمي لفيلبس وبيرون (مع $l = 4$ troncature)، فإننا نرفض فرضية وجود جذر وحودي في السلسلة $DINFSA_t$. ($t_{\hat{\phi}_1}^*$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة عند مستويات 1%، 5% و10% (وكذلك $prob < 0.05$).

4-2-2 اختبار KPSS على السلسلة $DINFSA_t$:

نهدف من خلال اختبار KPSS إلى اختبار فرضية العدم التي تقرر استقرارية السلسلة $DINFSA_t$، انطلاقا من إحصائية مضاعف لاغرانج (multiplicateur de Lagrange(LM).

$$LM = \frac{1}{s_1^2}\frac{\sum_{t=1}^{n} S_t^2}{n^2}$$

S_t : المجاميع الجزئية لبواقي تقدير النماذج (2) و(3)، أي : $S_t = \sum_{i=1}^{t} e_i$.

s_1^2 : التباين الطويل الأجل المقدر بنفس طريقة اختبار فليبس وبيرون. ولكن بحساب عدد التأخيرات m (troncature de Newey-West) كما يلي :

$$m \approx 5(n)^{0.25} = 5(184)^{0.25} \approx 18$$

ومن أجل حساب إحصائية اختبار KPSS للسلسلة $DINFSA_t$ استعنا ببرنامج EasyReg International[1]، فكانت لدينا النتائج التالية :

الجدول رقم (5-8) : نتائج اختبار KPSS للسلسلة $DINFSA_t$:

<table>
<tr><td colspan="5">الفرضية H_0 : السلسلة $DINFSA_t$ مستقرة.
عدد التأخيرات (troncature de Newey-West) = 18</td></tr>
<tr><td rowspan="2">اختبار KPSS</td><td rowspan="2">إحصائية LM</td><td colspan="2">القيم الحرجة لـــ Kwiatkowski و al</td><td rowspan="2">القرار</td></tr>
<tr><td>%5</td><td>%10</td></tr>
<tr><td>النموذج (2)</td><td>0.1822</td><td>0.463</td><td>0.347</td><td>قبول H_0</td></tr>
<tr><td>النموذج (3)</td><td>0.0950</td><td>0.146</td><td>0.119</td><td>قبول H_0</td></tr>
</table>

المصدر : من إعداد الطالب بناءا على الملحق (3-11).

- اختبار الفرضية H_0 :

لدينا من خلال الجدول رقم (5-8)، أن في كل من النموذجين (2) و(3) أن إحصائية اختبار KPSS (LM) أقل من القيم الحرجة لـــ Kwiatkowski و al عند مستويات المعنوية 5% و10%، و هو ما يجعلنا نقبل فرضية العدم التي تقـــرر استقرارية السلسلة $DINFSA_t$.

❖ **نتيجة**: من خلال الأدوات الإحصـــائية: ، **DF**، **ADF**، **Phillips et Perron** و**KPSS** نقبـــل بفرضـــية الاستقرارية للسلسلة $DINFSA_t$.

3-2 اختبارات التوزيع الطبيعي (Les tests de Normalité) على السلسلة $DINFSA_t$:

سنحاول في هذه الفقرة معرفة ما إذا كانت السلسلة $DINFSA_t$ تحمل خصائص التوزيع الطبيعي، من أجـــل هـــذا يمكننا أن نستعين باختبارات Skewness، Kurtosis و Jarque-Berra .

2-3-1 اختبارات (Skewness) و(Kurtosis) :

يمكن دراسة التوزيع الطبيعي للسلسلة $DINFSA_t$ عن طريق اختبار فرضيتي التناظر والتسطح باســـتعمال معامـــل (Skewness) ومعامل (Kurtosis) على الترتيب. حيث :

إذا كان : $\mu_k = \frac{1}{184}\sum_{i=1}^{n}\left(DINFSA_i - \overline{DINFSA}\right)^k$ (العزم المركز من الرتبة k) فإن :

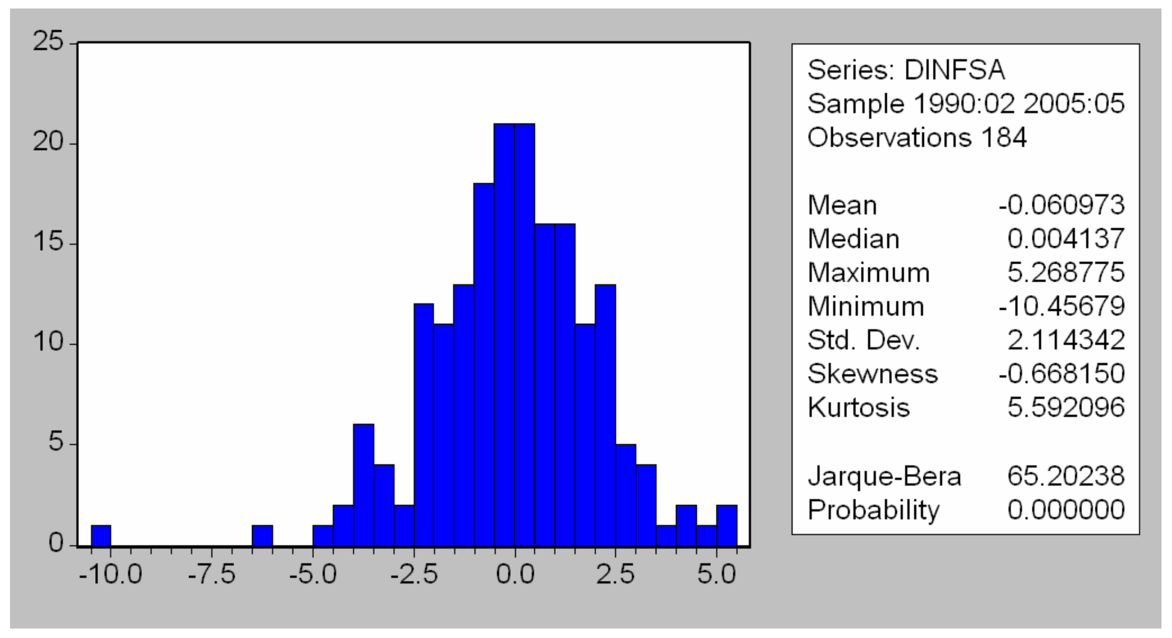
$$\text{Skewness} = \beta_1^{1/2} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{(3/2)}} \sim N\left(0, \sqrt{\frac{6}{184}}\right)$$

$$\text{Kurtosis} = \beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}\beta_2 \sim N\left(3, \sqrt{\frac{24}{184}}\right)$$

[1] أنظر الملحق (3-11).



الشكل رقم (5-15): معاملات التوزيع الطبيعي



المصدر : برنامج EViews

❖ **اختبار Skewness** : لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر) : $H_0 : \nu_1 = 0$ ، نقوم بحساب الإحصائية :

$$\nu_1 = \frac{\beta_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{-0.66815 - 0}{\sqrt{\frac{6}{184}}} = 3.7 > 1.96$$

حيث تؤخذ القيمة $\beta_1^{1/2}$ من الشكل (5-15) أعلاه.

لدينا $\nu_1 > 1.96$ ومنه نرفض $H_0 : \nu_1 = 0$ ومنه تكون السلسلة $DINFSA_t$ غير متناظرة.

❖ **اختبار Kurtosis** : في هذه الحالة نختبر فرضية التسطح الطبيعي (aplatissement normal) $H_0 : \nu_2 = 0$:

$$\nu_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{5.592096 - 3}{\sqrt{\frac{24}{184}}} = 7.177 > 1.96$$

بما أن $\nu_2 > 1.96$: نرفض فرضية التسطح الطبيعي للسلسلة $DINFSA_t$.

2-3-2 اختبار جاك- بيرا (Jarque-Bera) :

لاختبار فرضية العدم (السلسلة $DINFSA_t$ ذات توزيع طبيعي: H_0) نقوم بحساب إحصائية جاك بيرا (S) :

$$S = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \quad \sim \quad \chi^2_{1-\alpha}(2)$$

$$S = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 = \frac{184}{6}(-0.66815)^2 + \frac{184}{24}(5.592096 - 3)^2 = 33.563$$

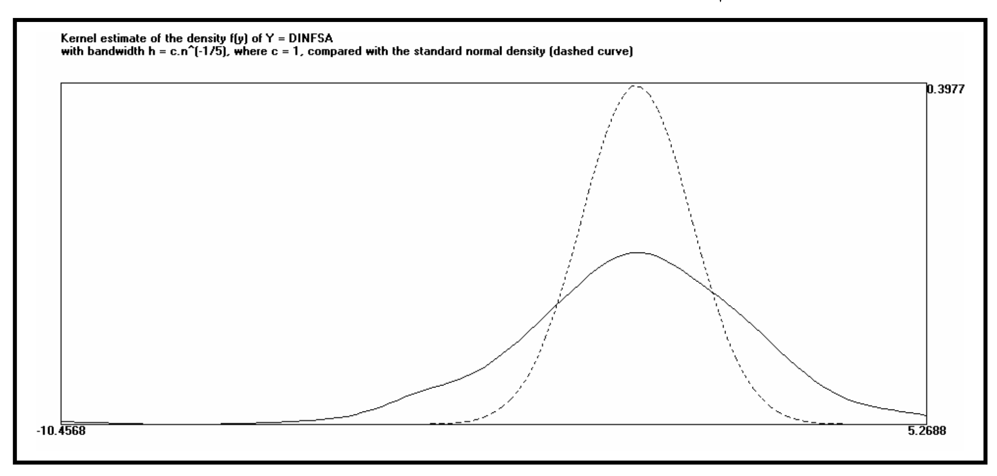
لدينا $\left(S = 33.5630 > \chi^2_{0.05}(2) = 5.99\right)$، ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي H_0 بمعنوية 5%.

3-3-2 تقدير دالة الكثافة للسلسلة $DINFSA_t$:

يوفر لنا برنامج EasyReg International إمكانية تطبيق طريقة KERNEL لتقدير دالة الكثافة للسلسلة $DINFSA_t$، ومقارنتها مع دالة التوزيع الطبيعي :



الشكل رقم (5-16): تقدير دالة الكثافة للسلسلة $DINFSA_t$:



المصدر: من إعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج EasyReg International.

4-2 اختبار الاستقلالية غير الخطية للمشاهدات (Test de Mizrach 1996) :

نهدف في هذه الفقرة إلى اختبار وجود ارتباط غير خطي في السلسلة المستقرة $DINFSA_t$ ، من أجل ذلك نستعمل الاختبار غير المعلمي المقترح من طرف Mizrach، الذي يعتمد في ذلك على اكتشاف أكبر عدد ممكن من الفروقات (Les écarts) لفرضية التوزيع الطبيعي (iid) الخاصة بالسلاسل الزمنية.

وأردنا نحن استعمال هذا الاختبار لكونه الأكثر فعالية وقوة من بين الاختبارات غير المعلمية للاستقلالية (test des runs , le test des rangs de corrélation de spearman ,de Kendall et Kolmogorov-smirnove)، حيث يستطيع أن يكشف لنا عن كل أنواع الارتباط، ويساعدنا في تعريف أحسن سيرورة معممة للمعطيات. ويتعلق اختبار **Mizrach** بالفرضيتين التاليتين :

H_0 : السلسلة DINFSA مستقلة وبتوزيع متشابه (indépendamment et identiquement distribuée)

H_1 : غير ذلك

ومن أجل اختبار هذين الفرضيتين يوجد برنامج مُعد خصيصا لذلك، أعطى لنا النتائج التالية:

الشكل رقم (5-17): نتائج اختبار Mizrach

	A		B	statistique de Mizrach
k = LAGS = 1TOP =	-6.37SIG =		2.662431MIZ =	-0.417
k = LAGS = 2TOP =	-0.90SIG =		1.153995MIZ =	-1.2822
k = LAGS = 3TOP =	-0.27SIG =		0.443626MIZ =	-1.6430
k = LAGS = 4TOP =	-0.88SIG =		2.118905MIZ =	-2.4078
k = LAGS = 5TOP =	-0.39SIG =		2.569624MIZ =	-6.58877

المصدر : من مخرجات برنامج MIZRACH.

نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن إحصائية Mizrach (U-statistique) أكبر (بالقيمة المطلقة) من 1.96 ($\forall k = 4,5$) وهذا ما يجعلنا نقبل بوجود ارتباط غير خطي بين مشاهدات السلسلة DINFSA، وتفسر لنا هذه النتيجة قابلية السلسلة للتمثيل غير الخطي للتباين الشرطي، ومن ثم قابلية معدل التضخم في الجزائر للتنبؤ على المدى القصير.

المطلب الثالث : نمذجة السلسلة DINFSA

بعد ضمان الاستقرارية للسلسلة $DINFSA_t$ نصل إلى مرحلة تحديد المراتب (p,q) للنموذج المختلط ARMA المعرف لهذه السلسلة، حيث تبقى هذه المرحلة الأصعب في بناء نماذج السلاسل الزمنية، لأنه يمكن للنموذج الأولي المختار أن يرفض في مرحلة متأخرة من التحليل.

1- تعريف النموذج المعرف للسلسلة $DINFSA_t$:

تكون الصيغة الرياضية للسيرورة ARMA(p.q) المعرفة للسلسلة $DINFSA_t$ من الشكل :

$$DINFSA_t = \phi_1 DINFSA_{t-1} + \phi_2 DINFSA_{t-2} + ...+ \phi_p DINFSA_{t-p} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - ....- \theta_q\varepsilon_{t-q}$$

و بإدخال معامل التأخير L فإن الصيغة تصبح :

$$\Rightarrow \quad (1-\phi_1 L - \phi_2 L^2 - ....\ .... - \phi_p L^p) DINFSA_t = (1-\theta_1 L - \theta_2 L^2 - ....\ .... - \theta_q L^q)\varepsilon_t$$

من أجل تحديد النموذج المعرف للسلسلة المستقرة $DINFSA_t$، ونظرا لأهمية هذه المرحلة، فسنحاول دراسة أكثر من 100 صيغة رياضية مرشحة لنماذج ARMA مختلفة حسب المراتب (p,q)[1].

ويكون بذلك النموذج المختار هو الذي يُعطي أحسن توفيقة بين المعايير Akaike، Schwarz و Hannan-Quinn، مع أخذ بعين الاعتبار مستوى معامل التحديد R^2، معنوية المعالم المقدرة وإحصائية DW.

بعد تفحص النماذج المرشحة السابقة (الـــ 100) يمكننا اختيار النموذج MA(1) لعدة اعتبارات منها :

1. أقل قيمة للمعايير Hannan-Quinn و Schwarz[2].
2. مستوى أعلى لمعامل التحديد R^2.
3. بالنظر إلى منحنيات دوال الارتباط (البسيطة والجزئية) للسلسلة $DINFSA_t$ (الملحق رقم (2-13)) نلاحظ أن معامل الارتباط P_k من أجل k=1 معنويا يختلف على الصفر (خارج مجال الثقة)، يصاحب ذلك تناقص بشكل هندسي لمنحنى دالة الارتباط الجزئية، وهي الحالة التي توافق تقريبا نماذج MA(1)[3].
4. معنوية جيدة للمعالم المقدرة .

وفقا لهذه النقاط تكون الصيغة الرياضية المثلى للنموذج المعرف للسلسلة المستقرة $DINFSA_t$ من الشكل:

$$DINFSA_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1}$$

و بإدخال معامل التأخير L فإن الصيغة تصبح :

$$DINFSA_t = \delta + (1-\theta_1 L)\varepsilon_t$$

$$DINFSA \sim MA(1)$$

2- تقدير النموذج المعرف للسلسلة $DINFSA_t$:

إن تقدير معالم المتوسطات المتحركة MA(q) يأخذ شكل أكثر تعقيدا مما هو عليه حالة نماذج الانحدار الذاتي AR(p)، لأن النوع الأول يتميز بمعالم غير خطية، وبالتالي يتطلب طريقة تقدير تكرارية (Non Linear Iterative Routine)، هذا من جهة، ولعدم مشاهدة متغير الأخطاء من جهة أخرى .

---

[1] الملحق رقم (3-12) يبين مقارنة لمعايير المفاضلة لأربعين صيغة من النماذج المرشحة.

[2] تم إقصاء النماذج التي تحتوي أقل قيمة لمعيار Akaike لعدم معنوية المعالم المقدرة فيها .

[3] REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p242.

الشكل (5-18): نتائج تقدير النموذج الـــمُعرف للسلسلة $DINFSA_t$

LS // Dependent Variable is DINFSA
Date: 08/06/05 Time: 11:38
Sample(adjusted): 1990:02 2005:05
Included observations: 184 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	**-0.013860**	0.002480	**-5.589443**	0.0000
MA(1)	**-0.989949**	0.005178	**-191.1900**	0.0000

R-squared	**0.503641**	Mean dependent var	-0.060973
Adjusted R-squared	0.500914	S.D. dependent var	2.114342
S.E. of regression	1.493698	Akaike info criterion	0.813320
Sum squared resid	406.0663	Schwarz criterion	0.848265
Log likelihood	-333.9101	F-statistic	**184.6704**
Durbin-Watson stat	1.764916	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر : من إعداد الطالب.

ومنه يمكن صياغة النموذج $DINFSA \sim MA(1)$ رياضيا، على النحو :

$$DINFSA_t = -0.013860 + (1 - 0.989949\,L)\varepsilon_t$$

أو:

$$DINFSA_t = -0.013860 + \varepsilon_t - 0.989949\,\varepsilon_{t-1}$$
$$(0.00248) \qquad (0.005178)$$

$$R^2 = 0.503641\,,\ n = 184$$

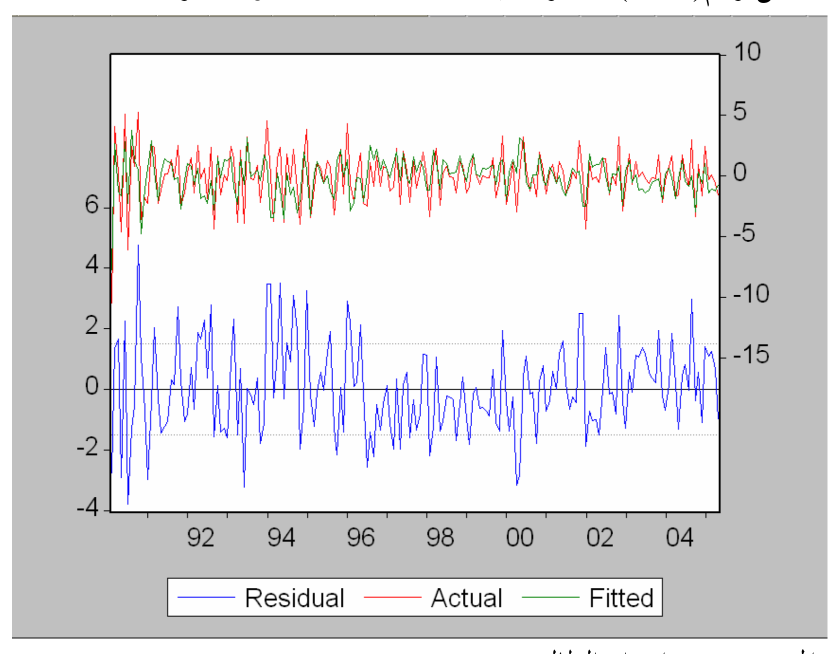
حيث القيمة ما بين القوسين (.) يمثل الانحراف المعياري للمعالم المقدرة.

3- تشخيص النموذج المقدر :

نهدف من خلال هذه المرحلة إلى اختبار قوة النموذج الإحصائي المختار ($DINFSA \sim MA(1)$)، عبر النقاط التالية:

1-3 مقارنة بيانات السلسلتين الأصلية والمقدرة :

الشكل رقم(5-19): مقارنة بين السلسلة الأصلية و المقدرة لــ DINFSA



المصدر : من إعداد الطالب.

من خلال الشكل أعلاه يمكننا ملاحظة شبه المطابقة بين منحنيي السلسلة الأصلية (Actual) ومنحنى السلسلة المقدرة (Fitted) ، هذا من شأنه أن يعطينا فكرة عن مدى أهمية تعبير النموذج المقدر $DINFSA \sim MA(1)$ على بيانات DINFSA.

2-3 تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي :

الشكل رقم (5-20): دالة الارتباط الذاتي لبواقي التقدير

Correlogram of Residuals

Date: 08/06/05 Time: 13:08
Sample: 1990:02 2005:05
Included observations: 184
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.107	0.107	2.1377	
		2	-0.071	-0.084	3.0939	0.079
		3	0.000	0.018	3.0939	0.213
		4	0.062	0.055	3.8193	0.282
		5	0.063	0.052	4.5739	0.334
		6	0.132	0.131	7.9141	0.161
		7	0.078	0.059	9.0769	0.169
		8	0.000	0.003	9.0769	0.247
		9	0.038	0.043	9.3573	0.313
		10	-0.054	-0.085	9.9370	0.356
		11	0.125	0.131	13.052	0.221
		12	0.185	0.132	19.889	0.047
		13	-0.181	-0.233	26.438	0.009
		14	-0.129	-0.066	29.784	0.005
		15	-0.029	-0.062	29.954	0.008
		16	0.072	0.052	31.000	0.009
		17	0.106	0.098	33.289	0.007
		18	0.061	0.016	34.052	0.008
		19	0.018	0.077	34.116	0.012
		20	0.056	0.100	34.774	0.015

لاختبار ما إذا كانت معالم دالتي الارتباط الذاتي الكلية والجزئية لهذه البواقي داخل مجال المعنوية، نستعمل اختبار Ljung-Box-Pierce ، حيث :

$$Q^* = 184(184+2)\sum_{i=1}^{k}(k-i)r_i^2 \qquad \rightarrow \qquad X^2_{k-p-q}$$

ومن أجل k=20 ، P=0 ، q=1 .

لدينا $Q^* = 34.774 < X^2_{20-1,0.01} = 36.191$ ومنه نقبل بالفرضية التي تقرر أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف عن الصفر .

3-3 اختبار معنوية المعالم المقدرة:

- اختبار معنوية $\hat{\theta}_1$:

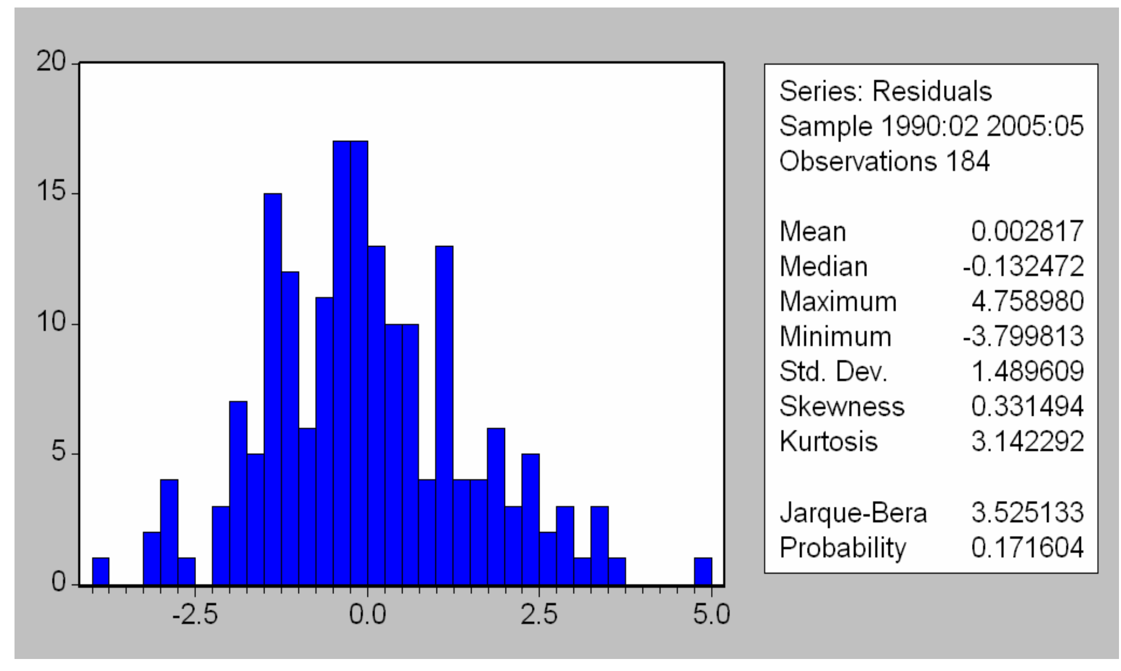
كون الإحصائية المحسوبة $|t^*_{calcul}| = 191.1900$ أكبر من 1.96 (عند مستوى معنوية 5%)، يمكننا رفض الفرضية $(H_0 : \hat{\theta}_1 = 0)$، ومنه فإن المعلمة المقدرة $\hat{\theta}_1$ تختلف معنويا على الصفر.

- اختبار معنوية $\hat{\delta}$:

وبما أن الإحصائية المحسوبة $|t^*_{calcul}| = 5.589443$ أكبر من 1.96، فإننا نرفض الفرضية $(H_0 : \hat{\delta} = 0)$، وعليه تكون المعلمة المقدرة $\hat{\delta}$ تختلف معنويا على الصفر.

4-3 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي :

الشكل رقم (5-21): معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر: من إعداد الطالب.

❖ **اختبار Skewness** : لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر) : $H_0 : \nu_1 = 0$ ، نقوم بحساب الإحصائية :

$$\nu_1 = \frac{\beta_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.331494 - 0}{\sqrt{\frac{6}{184}}} = 1.83 < 1.96$$

لدينا $1.96 > \nu_1$ ومنه نقبل الفرضية $H_0 : \nu_1 = 0$ ومنه تكون سلسلة البواقي متناظرة.

❖ **اختبار Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التسطح الطبيعي (aplatissement normal) $H_0 : \nu_2 = 0$:

$$\nu_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{3.142292 - 3}{\sqrt{\frac{24}{184}}} = 0.39 < 1.96$$

بما أن $1.96 > \nu_2$: نقبل فرضية التسطح الطبيعي لسلسلة البواقي .

❖ **اختبار جاك– بيرا (Jarque-Bera)** :

من أجل اختبار فرضية العدم (سلسلة البواقي ذات توزيع طبيعي: H_0) نقوم بحساب إحصائية جاك بيرا (S) :

$$S = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \sim \chi^2_{1-\alpha}(2)$$

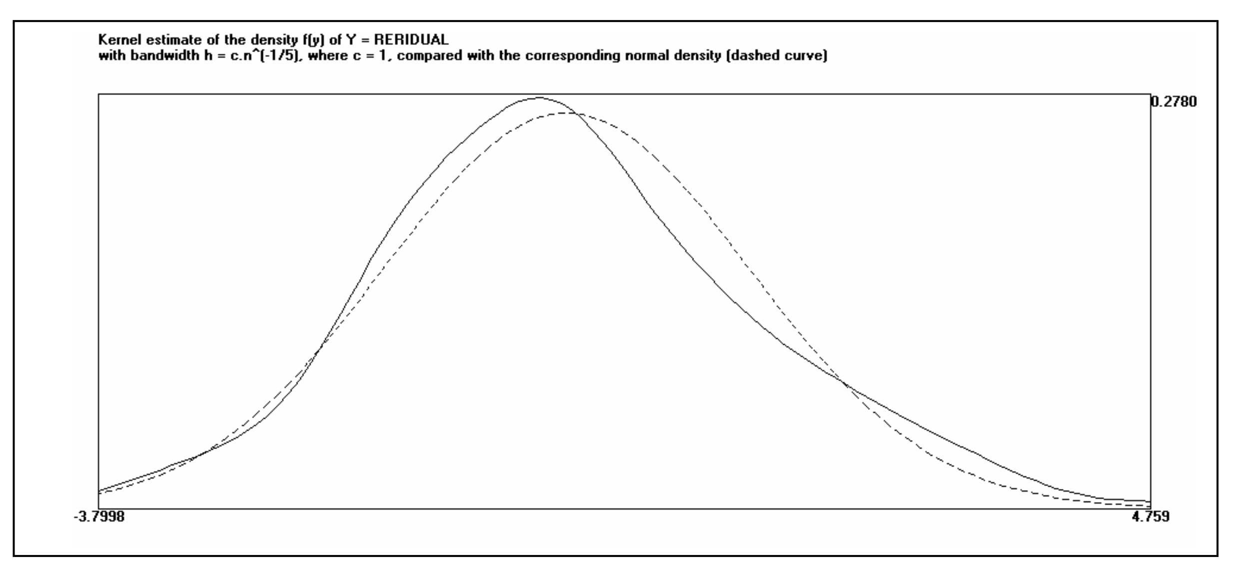
$$S = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 = \frac{184}{6}(0.331494)^2 + \frac{184}{24}(3.142292 - 3)^2 = 3.525$$

لدينا $\left(S = 3.525 < \chi^2_{0.05}(2) = 5.99\right)$، ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي (H_0) بمعنوية 5%.

وللتأكد من ذلك نجري مقارنة لدالة الكثافة للبواقي المقدرة بواسطة طريقة KERNEL مع دالة الكثافة للتوزيع الطبيعي، في الشكل التالي :



الشكل رقم (5-22): تقدير دالة الكثافة لسلسلة البواقي .



المصدر: من إعداد الطالب بمساعدة برنامج EasyReg International.

المبحث الثاني: اقتراح نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء

النماذج من نوع ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedassticity) تسمح بنمذجة السلاسل (المالية في أغلب الأوقات) التي تتميز بسرعة التقلبات الآنية (Volatilité instantanée) المرتبطة بالماضي[1]، بالإضافة إلى ذلك فهي تمكننا من إعداد تنبؤات ديناميكية للسلسلة الزمنية من حدود المتوسط والتباين.

المطلب الأول: تعريف النموذج المُمَثِّل للسلسلة DINFSA مع خطأ ARCH

1- اختبار آثر ARCH :

إن اختبار آثر ARCH يرتكز إما على اختبار Ficher أو على مضاعف لاغرانج (Multiplicateur da Lagrange). وسنحاول نحن تطبيقه على السلسلة $DINFSA_t$ وفقا للخطوات العملية اللازمة :

1. حساب بواقي تقدير النموذج المقدر e_t:

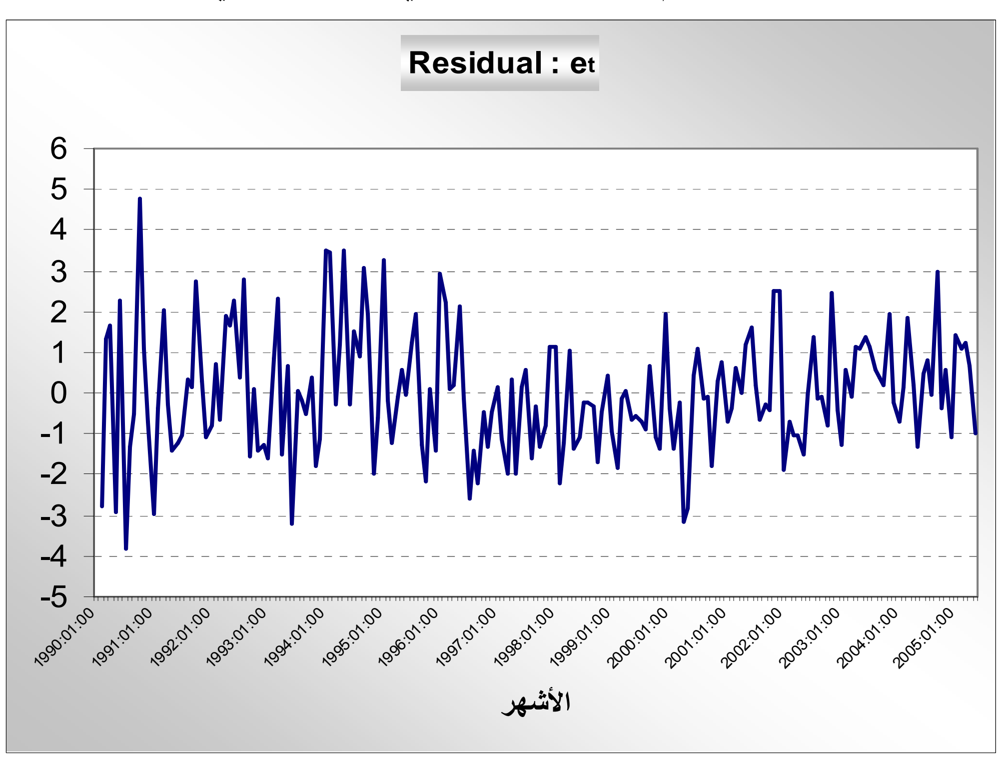
$$e_t = DINFSA_t - \hat{DINFSA}_t$$

من خلال هذه العلاقة يمكننا أن نحصل على سلسلة البواقي e_t المكونة من 184 مشاهدة (أنظر الملحق 3-14). والممثلة في الشكل التالي:

[1] REGIS BOURBONNAIS, Op-cit, p150.



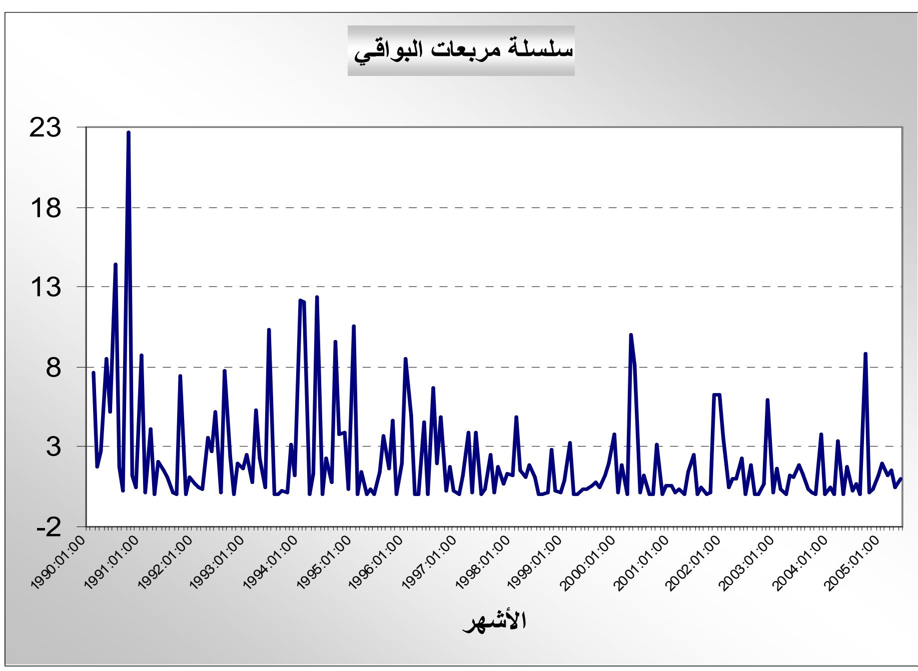
الشكل رقم (5-23): منحنى بياني لسلسلة البواقي



المصدر : من إعداد الطالب، بالاعتماد على الملحق (3-14).

2. حساب مربعات البواقي e_t^2 : من خلال هذه المرحلة نحصل على 184 مشاهدة موجبة تمثل مربعات مشاهدات السلسلة المستخرجة من المرحلة السابقة (أنظر الملحق 3-15)، والممثلة في الشكل التالي :

الشكل رقم (5-24): منحنى بياني لسلسلة مربعات البواقي



المصدر : من إعداد الطالب، بالاعتماد على الملحق (3-15).

3. إجراء انحدار ذاتي لمربعات البواقي من الرتبة p : $e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i e_{t-i}^2$

وكانت نتائج تقدير هذا النموذج من الشكل :

الشكل رقم (5-25): نتائج اختبار ARCH

ARCH Test:

F-statistic	3.325792	Probability	0.020972
Obs*R-squared	**9.658415**	Probability	0.021704

Test Equation:
LS // Dependent Variable is RESID^2
Date: 08/07/05 Time: 09:54
Sample(adjusted): 1990:05 2005:05
Included observations: 181 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.616773	0.363637	4.446120	0.0000
RESID^2(-1)	0.001142	0.073175	0.015605	0.9876
RESID^2(-2)	0.022187	0.073211	0.303058	0.7622
RESID^2(-3)	0.228349	0.072685	3.141623	0.0020

R-squared	0.053361	Mean dependent var	2.176476
Adjusted R-squared	0.037317	S.D. dependent var	3.255465
S.E. of regression	3.194146	Akaike info criterio	2.344491
Sum squared resid	1805.855	Schwarz criterion	2.415176
Log likelihood	-465.0043	F-statistic	3.325792
Durbin-Watson stat	2.036013	Prob(F-statistic)	0.020972

المصدر: من إعداد الطالب.

4. حساب إحصائية مضاعف لاغرانج (LM) :

إذا اعتبرنا أن اختبار ARCH يعتمد بالدرجة الأولى على إحصائية مضاعف لاغرانج (أو Ficher) فإن هذه الأخيرة تعطى بالعلاقة التالية :

$$LM = n \times R^2 \quad \sim \quad \chi^2(3)$$

حيث n : عدد المشاهدات المستعملة في انحدار الخطوة الثالثة .(n=181)

R^2 : معامل التحديد المستخرج من الخطوة الثالثة.

– ومنه تكون لدينا : $LM = 181 \times 0.053361 = 9.658415$

القرار: لدينا الإحصائية المحسوبة للاختبار أكبر من الإحصائية المجدولة لتوزيع كاي تربيع بدرجات حرية (3) $\left(LM = 9.658415 > \chi^2(3) = 7.815\right)$ في حدود معنوية 5%، ومنه نرفض الفرضية H_0، وعليه نعتبر أن السيرورة محل الدراسة قابلة للتبرير أو التمثيل (justifiable) بنموذج ARCH[1].

[1] تحدد رتبة نموذج ARCH حسب معنوية المعالم المقدرة $\hat{\alpha}_i$.

توجد طريقة أخرى تعتمد في اختبارها لأثر ARCH على منحنى دالة الارتباط (البسيطة والجزئية) لسلسلة مربعات البواقي للنموذج الأول، حيث نجد في دراستنا هذه (بالنظر إلى الملحق (3-16)) أن معامل الارتباط من أجل الفجوة k=3 يختلف معنويا على الصفر، وهو ما يؤكد نتيجة الاختبار السابق بوجود أثر ARCH.

ولتحديد الصيغة الرياضية التي تعرف الارتباط الذاتي للأخطاء غير المتجانسة، قمنا بتقدير عدة نماذج محتملة، وحسب عدة معايير[1] كان أحسن نموذج لدينا هو ARCH(1).

2- خصائص النموذج الممثل للسلسلة DINFSA مع خطأ ARCH(1) :

النموذج الممثل لـــ $DINFSA_t$ هو MA(1) مع خطأ ARCH(1) :

$$DINFSA_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2}$$

بوضع : $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ يصبح لدينا $\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}$

حيث : Z_t تشويش أبيض ضعيف، $E(z_t) = 0$ و $E(z_t^2) = \sigma_z^2$

h_t : فهي دالة خطية موجبة لمربعات المشاهدات الماضية لـــ ε_t ($\underline{\varepsilon_{t-1}} = \{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \ldots\ldots, \varepsilon_{t-j}, \ldots\}$).

حسب هذا النظام تتميز السيرورة ε_t بارتباط ذاتي معدوم، وتباين شرطي يتغير مع الزمن بدلالة مجموعـــة التجديـــدات السابقة (l'innovations).

لدينا :

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad \Leftrightarrow \quad \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + (\varepsilon_t^2 - h_t)$$

$$\Leftrightarrow \quad \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + u_t$$

- هذه الكتابة هي عبارة عن نموذج AR(1) للمربعات ε_t^2.
- حيث $u_t = (\varepsilon_t^2 - h_t)$ وتحقق : $E\left(u_t / \underline{\varepsilon_{t-1}}\right) = 0$) : هي سيرورة تجديدات لـــ ε_t^2.

ومنه تكون السيرورة ε_t^2 مستقرة إذا كانت $\alpha_1 < 1$.

وقبل مرحلة التقدير لا بد التأكد من أن البواقي تحقق الخصائص الأساسية الأربعة المدروسة سابقا:[2]

❖ خاصـــية فـــرق التضـــعيف ذو تبـــاين ثابـــت (différence de martingale homoscédastique) :

$E(\varepsilon_t | \underline{\varepsilon_{t-1}}) = 0$، وفي الحالة العامة : $E(\varepsilon_t | \underline{\varepsilon_{t-h}}) = 0 \quad \forall h \geq 1$.

$$V(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$$

هذه الخاصية تعني أن التباين غير الشرطي للسيرورة $\varepsilon_t \sim ARCH(1)$ متجانس.

❖ التباين الشرطي للسيرورة $\varepsilon_t \sim ARCH(1)$ مرتبط بالزمن :

$$V\left(\varepsilon_t | \underline{\varepsilon_{t-h}}\right) = \alpha_0 \left(\frac{1 - \alpha_1^h}{1 - \alpha_1}\right) + \alpha_1^h \varepsilon_{t-h}^2$$

---

[1] المعايير هي : AIC ، SC، R^2 ، معنوية المعالم ......

[2] أنظر الصفحة : 195.

من هنا نرى أن الارتباط الزمني للتباين الشرطي يكون معرف من خلال معادلة الانحدار الذاتي للمربعات ε_t^2 :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + u_t$$

بحيث لما h يؤول إلى مالا نهاية (∞)، هذه التباينات الشرطية تتقارب نحو التباين غير الشرطي.

- التباينات المشتركة الذاتية الشرطية (Les auto-covariances conditionnelles) معدومة :

$$cov\left(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k} | \underline{\varepsilon_{t-h}}\right) = 0 \qquad \forall h \geq 1, \forall k \geq 1$$

- تحت الفرضية $\alpha_1^2 < 1/3$: يكون توزيع البواقي بذيول أكثر سمكا (leptokurtique)، لأن معيار كـــورتيزيس (La kurtosis) الذي يوافق السيرورة $\varepsilon_t \sim ARCH(1)$:

$$Kurtosis = 3\left(\frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2}\right) > 3$$

المطلب الثاني : تقدير النموذج وتشخيصه

1- تقدير النموذج :

.بما أن النموذج المختار للسلسلة المستقرة $DINFSA_t$ هو من الشكل MA(1) مع خطأ ARCH(1) :

$$DINFSA_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2}$$

فإنه يكون عدد المعالم الواجب تقديرها هو 4 $(\delta, \theta_1, \alpha_0, \alpha_1)$، ومن أجل الحصول على هـــذه الأخـــيرة اســـتعنا ببرنامج EViews فأعطانا النتائج التالية :

الشكل رقم (5-26): نتائج تقدير النموذج $DINFSA \sim MA(1)$ **مع أخطاء** $\varepsilon_t \sim ARCH(1)$.

ARCH // Dependent Variable is DINFSA
Date: 08/10/05 Time: 10:30
Sample(adjusted): 1990:02 2005:05
Included observations: 184 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 26 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.014090	0.001476	-9.543299	0.0000
MA(1)	-0.989949	1.08E-07	-9187210.	0.0000
Variance Equation				
C	2.203943	0.229664	9.596386	0.0000
ARCH(1)	0.008051	0.001992	4.042229	0.0001

R-squared	0.503574	Mean dependent var	-0.060973
Adjusted R-squared	0.495300	S.D. dependent var	2.114342
S.E. of regression	1.502076	Akaike info criterion	0.835196
Sum squared resid	406.1218	Schwarz criterion	0.905085
Log likelihood	-333.9094	F-statistic	60.86385
Durbin-Watson stat	1.864681	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر : من إعداد الطالب.

من خلال الشكل أعلاه يمكن أن نستشف النتائج التالية :

1. بما أن $\alpha_1 = 0.008051 < 1$ فإن الشرط محقق بأن تكون السيرورة ε_t^2 مستقرة
2. بما أن $\alpha_0 = 2.203943 > 0$ و $0 > \alpha_1 = 0.008051 \geq 1$ يكون التباين الهامشي (la variance marginale) للسيرورة ε_t موجود.
3. إن الشروط الكافية من أجل أن تكون السيرورة ε_t^2 موجبة محققة ($\alpha_1 > 0$ و $\alpha_0 + u_t \geq 0$).
4. $R^2 = 0.503574$: وهذا يعني أن نسبة التغيرات المشروحة بواسطة هذا النموذج المقدر هي أكثر من 50%، وهذه نسبة جيدة في الحالات العملية.
5. $AIC = 0.835196$ و SC = 0.905085 وهي قيم صغرى لهذه المعايير مقارنة مع نماذج أخرى.

2- تشخيص النموذج

2-1 دراسة معنوية المعالم المقدرة لـ $(\delta, \theta_1, \alpha_0, \alpha_1)$:

- اختبار معنوية $\hat{\theta}_1$: كون الإحصائية المحسوبة $\left|t^*_{calcul}\right| = 9187210$ أكبر من 1.96 (عند مستوى معنوية 5%)، فإننا نرفض الفرضية $\left(H_0 : \hat{\theta}_1 = 0\right)$، ومنه فإن المعلمة المقدرة $\hat{\theta}_1$ تختلف معنويا على الصفر.
- اختبار معنوية $\hat{\delta}$: وبما أن الإحصائية المحسوبة $\left|t^*_{calcul}\right| = 9.543299$ أكبر من 1.96، فإننا نرفض الفرضية $\left(H_0 : \hat{\delta} = 0\right)$، وعليه تكون المعلمة المقدرة $\hat{\delta}$ تختلف معنويا على الصفر.
- اختبار معنوية $\hat{\alpha}_1$: الإحصائية المحسوبة $\left|t^*_{calcul}\right| = 4.042229$ أكبر من 1.96، ومنه نرفض الفرضية $\left(H_0 : \hat{\alpha}_1 = 0\right)$، وعليه تكون المعلمة المقدرة $\hat{\alpha}_1$ تختلف معنويا على الصفر.
- اختبار معنوية $\hat{\alpha}_0$: الإحصائية المحسوبة $\left|t^*_{calcul}\right| = 9.596386$ أكبر من 1.96 ، ومنه تكون المعلمة المقدرة $\hat{\alpha}_0$ تختلف معنويا على الصفر.

2-2 دراسة المعنوية الكلية للنموذج :

نهدف هنا إلى اختبار الفرضيتين التاليتين :

H_0 : كل معاملات النموذج معدومة

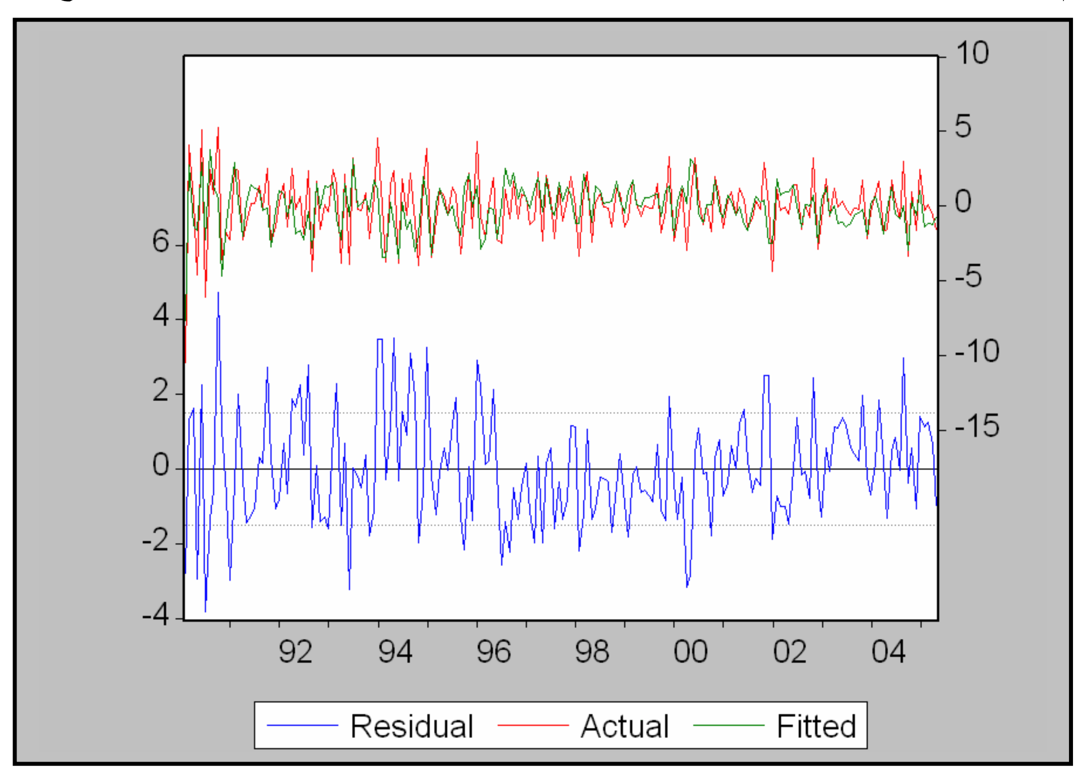
H_1 : يوجد على الأقل معامل يختلف معنويا على الصفر

لدينا الإحصائية المحسوبة لفيشر $F^*_{calcul} = 60.86385$ أكبر من الإحصائية المجدولة $F^{0.05}_{1,182} = 3.84$ ومنه نرفض الفرضية H_0، وعليه فإن معالم النموذج تختلف معنويا على الصفر.

إن المعنوية الجيدة لكل معالم النموذج المقدر، مع إيجاد كل قيم الاحتمالات الحرجة أقل من 0.05، بالإضافة إلى نسبة معامل التحديد[1]، هي نتائج من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول نجاعة النموذج المختار في تفسير تغيرات السلسلة المستقرة $DINFSA_t$ ، وهذا ما يمكن أن نراه من خلال تمثيل السلسلة المقدرة $\widehat{DINFSA}$ ومقارنتها مع بياناتها الأصلية:

[1] تعذر علينا إجراء إختبار DW للارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى لعدم الحصول على القيم d_1 ، d_2 الجدولية الموافقة للنموذج المقدر .

الشكل رقم (5-27): مقارنة بين السلسلة الأصلية لـ DINFSA والسلسلة المقدرة باستعمال نموذج ARCH.



المصدر: من إعداد الطالب.

2-3 تحليل دالة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج $DINFSA \sim MA(1)$ مع أخطاء $\varepsilon_t \sim ARCH(1)$:

الشكل رقم (5-28): دالة الارتباط الذاتي لبواقي التقدير

Correlogram of Standardized Residuals

Date: 08/10/05 Time: 17:55
Sample: 1990:02 2005:05
Included observations: 184
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.106	0.106	2.1186	
		2	-0.070	-0.083	3.0532	0.081
		3	-0.001	0.016	3.0533	0.217
		4	0.063	0.056	3.8087	0.283
		5	0.063	0.051	4.5599	0.336
		6	0.132	0.132	7.9229	0.161
		7	0.077	0.059	9.0758	0.169
		8	0.000	0.003	9.0758	0.247
		9	0.038	0.043	9.3523	0.313
		10	-0.054	-0.084	9.9240	0.357
		11	0.125	0.130	12.996	0.224
		12	0.186	0.134	19.881	0.047
		13	-0.181	-0.234	26.423	0.009
		14	-0.129	-0.066	29.780	0.005
		15	-0.030	-0.062	29.957	0.008
		16	0.072	0.052	31.005	0.009
		17	0.105	0.099	33.276	0.007
		18	0.060	0.015	34.022	0.008
		19	0.017	0.076	34.079	0.012
		20	0.056	0.100	34.724	0.015

المصدر: من إعداد الطالب.

نستعمل إحصائية Ljung-Box-Pierce لاختبار ما إذا كانت معالم دالتي الارتباط الذاتي الكلية والجزئية لهذه البواقي داخل مجال المعنوية، نستعمل اختبار Ljung-Box-Pierce ، حيث :

$$Q^* = 184(184+2)\sum_{i=1}^{k}(k-i)r_i^2 \qquad \sim \qquad X^2_{k-p-q}$$

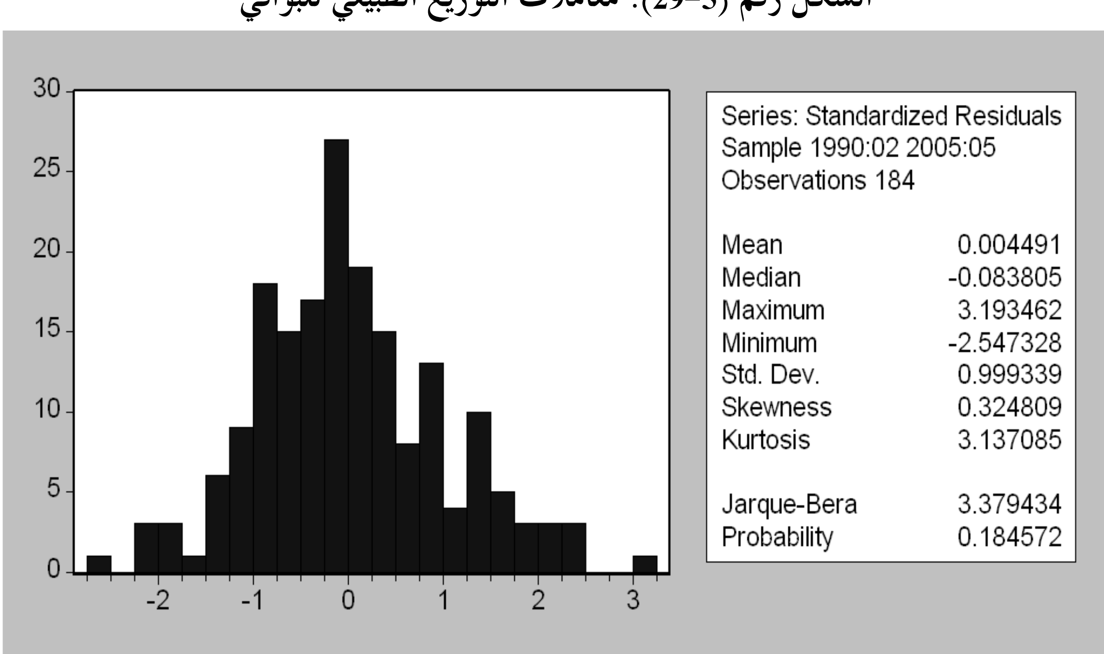
ومن أجل k=20 ، P=0 ، q=1.

لدينا $Q^* = 34.724 < X^2_{20-1,0.01} = 36.191$ ومنه نقبل بالفرضية التي تقرر أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف عن الصفر[1].

2-4 اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر :

من أجل حساب مجالات الثقة التنبؤية والتأكد من فعالية اختبارات ستودنت على المعالم، لا بد من التحقق من التوزيع الطبيعي للأخطاء، وهو الأمر الذي يتيحه لنا اختبار Jarque-Berra (1984) المعتمد على مفهومي **Skewness** للتناظر و**Kurtosis** للتسطح الطبيعي.

الشكل رقم (5-29): معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر: من إعداد الطالب.

❖ **اختبار Skewness** : لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر) : $H_0 : \nu_1 = 0$، نقوم بحساب الإحصائية :

$$\nu_1 = \frac{\beta_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.324809 - 0}{\sqrt{\frac{6}{184}}} = 1.798 < 1.96$$

لدينا $1.96 > \nu_1$ ومنه نقبل الفرضية $H_0 : \nu_1 = 0$ ومنه تكون سلسلة البواقي متناظرة.

[1] في الحالات العملية يمكن تغيير مستوى المعنوية، وهذا الإجراء وارد نظرا لضعف المعنوية في الميدان التطبيقي .

❖ **اختبار Kurtosis** : في هذه الحالة نختبر فرضية التسطح الطبيعي (aplatissement normal) $H_0 : \nu_2 = 0$:

$$\nu_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{3.137085 - 3}{\sqrt{\frac{24}{184}}} = 0.379 < 1.96$$

بما أن $1.96 > \nu_2 = 0.379$: نقبل فرضية التسطح الطبيعي لسلسلة البواقي.

❖ **اختبار جاك– بيرا (Jarque-Bera)**:

من أجل اختبار فرضية العدم (سلسلة البواقي ذات توزيع طبيعي: H_0) نقوم بحساب إحصائية جاك بيرا (S) :

$$S = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \quad \sim \quad \chi^2_{1-\alpha}(2)$$

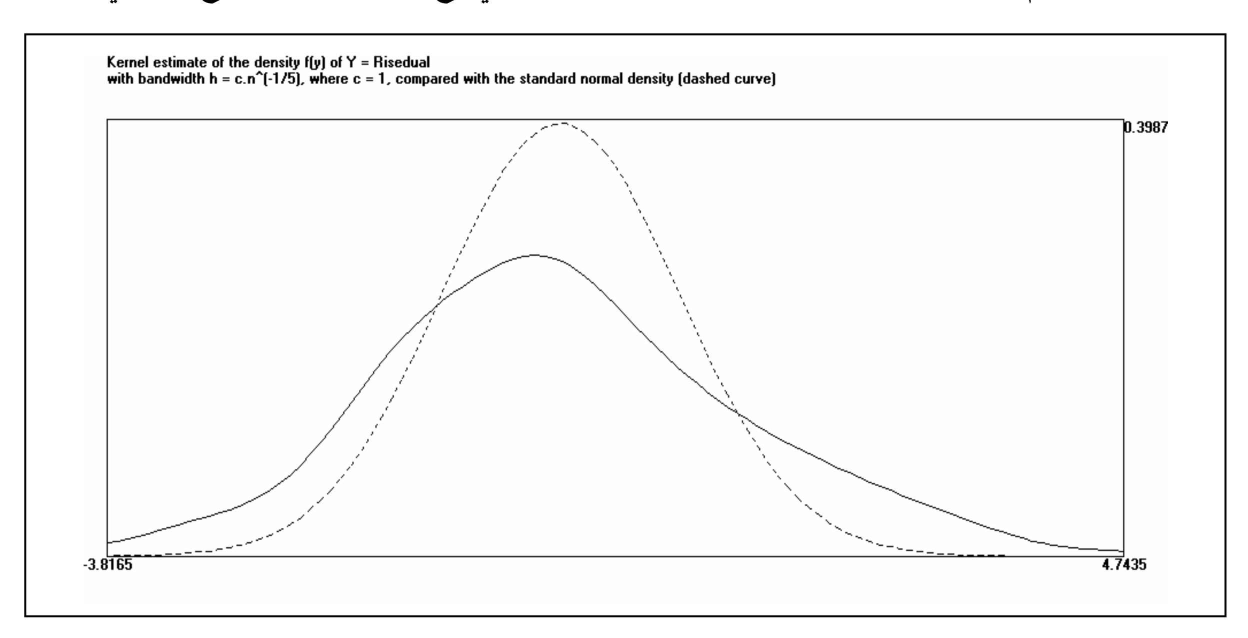
$$S = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 = \frac{184}{6}(0.324809)^2 + \frac{184}{24}(3.137085 - 3)^2 = 3.379$$

لدينا $\left(S = 3.379 < \chi^2_{0.05}(2) = 5.99\right)$، ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي(H_0) بمعنوية 5%.

<u>إذن</u> : تحت الفرضية أن المعلمة α_1 موجبة ($\alpha_1 = 0.008051 > 0$)، بين Berra وHiggins (1993م) أن معيار كورتيزيس (La kurtosis) غير الشرطي دائما أكبر من القانون الطبيعي. وهذا يعني في هذه الحالة أن توزيع البواقي يكون بذيول احتمالات (queues de probabilité) أكثر سمكا مما هي عليه حالة التوزيع الطبيعي.

ويمكن أن نلاحظ هذا جليا من خلال تقدير دالة الكثافة للبواقي بطريقةKernel ومقارنتها مع دالة الكثافة للتوزيع الطبيعي:

الشكل رقم (5–30): مقارنة بين دالة الكثافة المقدرة للبواقي مع دالة الكثافة للتوزيع الطبيعي



المصدر: من إعداد الطالب، بمساعدة برنامج EasyReg International.

المطلب الثالث: المعدلات المُتَوَقَّعة للتضخم في الجزائر

إن الفرق الأساسي بين نمذجة ARMA وARCH يكمن في أن مجال الثقة للأولى مبني على تباين ثابت مع الـــزمن، وهذا مالا نجده في نموذج بـــأخطاء ARCH.

من خلال النقاط السابقة وجدنا أن أحسن تمثيل لبيانات السلسلة محل الدراسة هو من الشكل : $DINFSA \sim MA(1)$ مع أخطاء $\varepsilon_t \sim ARCH(1)$ أي :

$$\begin{cases} DINFSA_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \\ ou \quad \varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}} \sim N(0, h_t) \\ h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} DINFSA_t = -0.014090 + \varepsilon_t - 0.989949 \ \varepsilon_{t-1} \\ ou \quad \varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}} \sim N(0, h_t) \\ h_t = 2.203943 + 0.008051 \ \varepsilon_{t-1}^2 \end{cases}$$

وفي هذه الحالة هناك طريقتين للتنبؤ بالقيم المستقبلية للسلسلة DINFSA :

- الطريقة الأولى: تتمثل في التحليل الكلاسيكي للسيرورة ARMA وتعتمد على المعطيات المشروطة بتجـــانس تباينات الأخطاء أي على النموذج المقدر في المبحث السابق :

$$DINFSA_t = -0.013860 + \varepsilon_t - 0.989949\,\varepsilon_{t-1}$$
$$(0.00248) \qquad (0.005178)$$

$R^2 = 0.503641, \mathrm{n} = 184$

- الطريقة الثانية : يؤخذ فيها بعين الاعتبار نموذج تطور سرعة التقلبات، وتعتمد على المعطيات المشروطة بعـــدم تجانس تباينات الأخطاء ، أي على النموذج المقدر :

$$\begin{cases} DINFSA_t = -0.014090 + \varepsilon_t - 0.989949\varepsilon_{t-1} \\ ou \quad \varepsilon_t / \underline{\varepsilon_{t-1}} \sim N(0, h_t) \\ h_t = 2.203943 + 0.008051\varepsilon_{t-1}^2 \end{cases}$$

ويكمن الفرق بين الطريقتين في أن الأولى، تكون فيها مجالات التنبؤ متساوية الطول، بينما في الطريقة الثانية حيـــث ترتبط فيها سرعة التقلبات $\hat{h}_t$ بالزمن t وبذلك تختلف أطوال مجالات التنبؤ.

1- التنبؤ بمستوى معدل التضخم الموافق لشهر جوان 2005.

ويمكن التنبؤ بمستوى السلسلة DINFSA الموافق لشهر جوان 2005 من خلال المعادلة التراجعية المقدرة :

$$DINFSA_t = -0.014090 + \varepsilon_t - 0.989949\varepsilon_{t-1}$$

ومنه: $DINFSA_{juin,2005} = -0.014090 + e_{juin,2005} - 0.989949 e_{Mai,2005}$

$e_{Mai,2005}$: تمثل أخر قيمة لبواقي التقدير و تساوي (-0.983280068).

$$DINFSA_{juin,2005} = -0.014090 + 0 - 0.989949 \times -0.983280068 = 0.95930712$$

$DINFSA_{juin,2005} = 0.95930712$ وتمثل القيمة المتنبأ بها للسلسلة DINFSA في شهر جوان 2005[1].

---

[1] باعتبار أن كل الأخطاء التي تأتي في المستقبل معدومة.

ويمكننا بذلك الحصول على القيمة التنبؤية للسلسلة INFSA في شهر جوان 2005 من خلال العلاقـــة التراجعيـــة للفروقات الأولى :

$$DINFSA_t = INFSA_t - INFSA_{t-1}$$

ومنه: $INFSA_t = DINFSA_t + INFSA_{t-1}$

إذن : $INFSA_{juin,2005} = DINFSA_{juin,2005} + INFSA_{Mai,2005}$

$INFSA_{Mai,2005}$: تمثل أخر قيمة للسلسلة INFSA، وتساوي **-1.23055342**، (أنظر الملحق (3-5)).

$$INFSA_{juin,2005} = 0.95930712 - 1.23055342 = -0.271246303$$

– ونستطيع الآن أن نحسب معدل التضخم المتوقع (INF) لشهر جوان 2005 من خلال العلاقة التراجعية :

$$INFSA_{i,j} = INF_{i,j} - CS_i \qquad \forall (i = 1,2,....,12)(j = 1990,1991,.........,2005)$$

حيث يمثل CS_i المعامل الموسمي للشهر i .

$INF_{i,j}$: معدل التضخم للشهر i الموافق للسنة j.

ومنه نستطيع كتابة : $INFSA_{Juin,2005} = INF_{Juin,2005} - CS_{Juin}$

إذن : $INF_{Juin,2005} = INFSA_{Juin,2005} + CS_{Juin}$

لدينا : CS_{Juin} يمثل المعامل الموسمي لشهر جوان ويساوي (- 1.820961) (أنظر الشكل (5-7)).

ومنه نجد أن : $INF_{Juin,2005} = -0.271246303 - 1.820961 = -2.0922073$

وهكذا يكون معدل التضخم مؤشر أسعار الاستهلاك المتوقع INF لشهر جوان 2005 يساوي 2.0922073-%.

وبما أن :

$$INF_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100$$

$$\Rightarrow \quad INF_t \times CPI_{t-1} = (CPI_t - CPI_{t-1}) \times 100$$

$$\Rightarrow \quad CPI_t = CPI_{t-1} + \frac{INF_t \times CPI_{t-1}}{100} = \left(1 + \frac{INF_t}{100}\right) \times CPI_{t-1}$$

فإنه يمكن حساب أيضا مؤشر أسعار الاستهلاك المتوقع أيضا لشهر جوان 2005 من خلال العلاقة :

$$CPI_{Juin,2005} = \left(1 + \frac{INF_{Juin,2005}}{100}\right) \times CPI_{Mai,2005}$$

ولدينا أن $CPI_{Mai,2005} = CPI_{185} = 665.1$ (أنظر الملحق 3-17)

$$CPI_{Juin,2005} = \left(1 - \frac{2.0922073}{100}\right) \times 665.1 = 651.2$$

وهنا يتبين لنا أنه من المتوقع أن ينخفض مستوى مؤشر أسعار الاستهلاك لشهر جوان 2005 مقارنة مع الشهر الـــذي قبله بنسبة حوالي 2.1% .

2- التنبؤ بمعدل التضخم الشهري للفترة (جويلية 2005- ماي 2006):

بنفس الخطوات السابقة التي اعتمدناها في حساب المعدل المتوقع لشهر جوان 2005 نستطيع حساب هذا المعدل لـــ 11 شهر من جويلية 2005 إلى ماي 2006. وهذا بالاعتماد على العلاقات التالية :

$$INFSA_t = DINFSA_t + INFSA_{t-1}$$

$$INF_{i,j} = INFSA_{i,j} + CS_i \quad \forall (i = 1,2,....,12)(j = 1990,1991,.........,2006)$$

$$CPI_t = CPI_{t-1} + \frac{INF_t \times CPI_{t-1}}{100} = \left(1 + \frac{INF_t}{100}\right) \times CPI_{t-1}$$

CPI_t : مؤشر أسعار الاستهلاك في الشهر t.

INF_t : معدل التضخم الموافق للشهر t.

CS_i : المعاملات الموسمية

$INFSA_{i,j}$: سلسلة معدل التضخم بعد نزع المركبة الموسمية (la série désaisonnalisée)

$DINFSA_t$: سلسلة معدل التضخم بعد نزع المركبة الموسمية وإجراء الفروقات الأولى.
(la série désaisonnalisée et en différences premières)

والجدول التالي يبين القيم المتوقعة لمستويات التضخم في الجزائر، على بعد سنة من نهاية فترة السلسلة محل الدراسة :

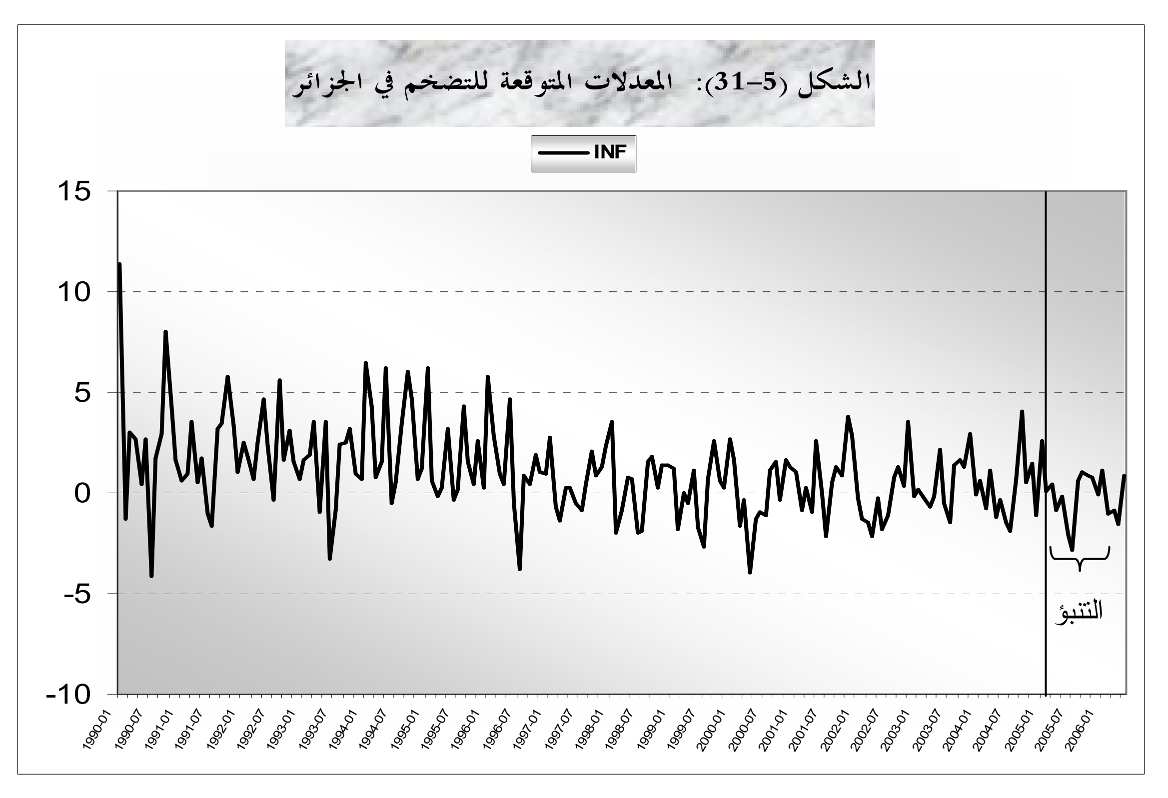
الجدول رقم (5-9) : المستويات المتوقعة للتضخم في الجزائر للفترة من جوان 2005 إلى ماي 2006.

الأشهر	dinfsa	infsa	CS	inf	CPI
ماي 2005		**-1.23055342**	**1.095553**	**-0.13500042**	**665.1**
جوان 2005	0.95930712	-0.271246303	**-1.820961**	**-2.0922073**	**651.2**
جويلية 2005		-0.271246303	**-2.586868**	**-2.8581143**	**632.6**
أوت 2005		-0.271246303	**0.897804**	**0.6265577**	**636.5**
سبتمبر 2005		-0.271246303	**1.299482**	**1.0282357**	**643.1**
أكتوبر 2005		-0.271246303	**1.102707**	**0.8314607**	**648.4**
نوفمبر 2005		-0.271246303	**1.054107**	**0.7828607**	**653.5**
ديسمبر 2005		-0.271246303	**0.173047**	**-0.0981993**	**652.9**
جانفي 2006		-0.271246303	**1.411467**	**1.1402207**	**660.3**
فيفري 2006		-0.271246303	**-0.788747**	**-1.0599933**	**653.3**
مارس 2006		-0.271246303	**-0.586774**	**-0.8580203**	**647.7**
أفريل 2006		-0.271246303	**-1.250816**	**-1.5220623**	**637.8**
ماي 2006		-0.271246303	**1.095553**	**0.8243067**	**643.1**

المصدر : من إعداد الطالب.

3- تحليل نتائج التنبؤ:

بالاعتماد على النتائج المبينة أعلاه ومعطيات الجدول رقم (5-1) يمكن تمثيل تنبؤاتنا فيما يخص معدلات التضخم في الجزائر للفترة (جوان 2005 – ماي 2006) على الشكل التالي :

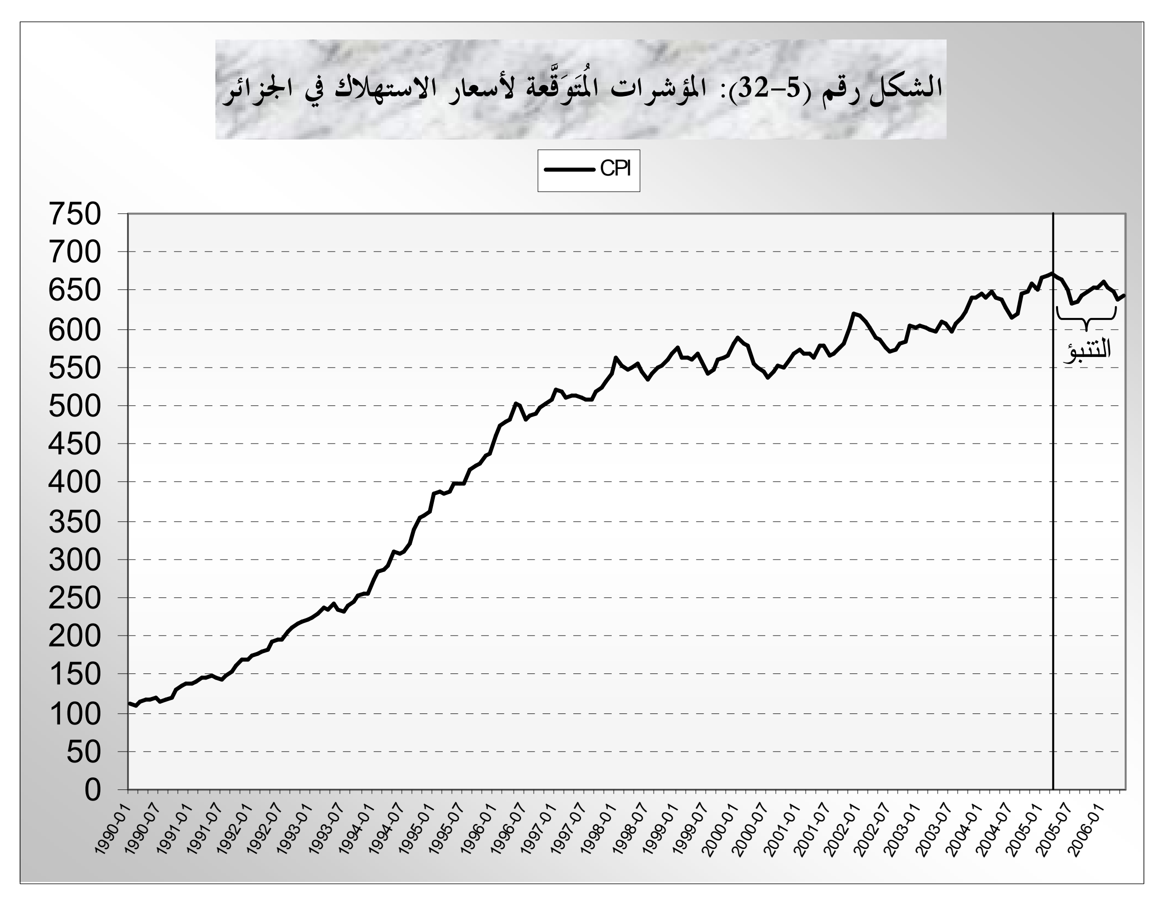


الشكل (5-31): المعدلات المتوقعة للتضخم في الجزائر

المصدر: من إعداد الطالب، بالاعتماد على الجداول (5-1) و(5-9).

من النظرة الأولى للشكل أعلاه يتبين لنا أنه من المُتوقع أن التضخم في الجزائر سوف يحافظ على الوتيرة المنتظمة التي كان عليها منذ بداية القرن الحالي مع انخفاض بسيط، حيث يشهد مؤشر أسعار الاستهلاك في شهر جوان 2006 انخفاض في حدود(–30.3%) مقارنة بما هو عليه في نفس الشهر لسنة 2005. وهذا بمتوسط معدل نمو شهري يقدر بــ 0.27- %.

إن أكبر انخفاض متوقع في مؤشر أسعار الاستهلاك خلال فترة التنبؤ سوف يوافق شهر جويلية بمعدل -2.8%، وهي نفس الحالة التي نجدها في سنوات فترة الدراسة، وبالمقابل نتوقع أن أكبر ارتفاع يكون في بداية سنة 2006م بمعدل نمو شهري 1.14% وهي نسبة قليلة مقارنة مع سنوات بداية القرن الحالي.



المصدر: من إعداد الطالب بالاعتماد على الملحق (3-17) و الجدول (5-9).

إن هذه النتائج المتوقعة فيما يخص أسعار الاستهلاك هي صورة قياسية لمستقبل ظاهرة التضخم في الجزائر، هذا من شأنه أن يُكَوِّن لدى أصحاب القرار أرضية خصبة لتحضير أسلوب الرقابة اللازم للمحافظة–على الأقل– على استقرار الأسعار. لكن إن هذه النتائج تبقى دائما مقيدة بواسطة الأرقام المستقبلية لمختلف الظواهر والمتغيرات الاقتصادية المؤثرة على تطور الأسعار في الجزائر .

وسنحاول في المبحث القادم استخدام الأدوات القياسية المتاحة لدينا من أجل معرفة اتجاه العلاقة بين الأسعار (التضخم) وبين واحد من هذه المتغيرات غير النقدية (البطالة)، انطلاقا من التحاليل النظرية لمنحنى فيلبس التي أوردناها في الفصل الأول.

المبحث الثالث : منظور قياسي لمنحنى فيلبس في الجزائر

تعتبر علاقة فيلبس من أشهر العلاقات التجريبية التي تمثل الارتباط السلبي بين معدلات التغير في الأجور الاسمية ومعدلات البطالة، فقد استنتج فيلبس هذه العلاقة في محيط رأسمالي وبمعطيات بريطانية، وتوصل إلى وجود مبادلة في الأجل الطويل أو علاقة عكسية ما بين معدلات البطالة ومعدل النمو في الأجور الاسمية في المملكة المتحدة.

وترتكز المنطلقات النظرية لنموذج منحنى فيلبس على الفرضيات الكيترية السائدة في ذلك الوقت، والمعتمدة على مبدأ التشغيل الكامل للعوامل الإنتاجية في الاقتصاد الوطني، وإمكانيات التعديل بين العرض والطلب بواسطة الكميات عوضا عن فرضية الأسعار المرنة لدى المدرسة النيوكلاسيكية، وبالتالي فإن الأسعار تتجه لأن تكون جامدة نحو الهبوط،

وبالعكس فإن فائض العرض في سوق العمل لا ينعكس على الانخفاض في الأجور كما يشير إليه النيوكلاسيك، بل يظهر في شكل بطالة ويؤثر بذلك على دخول العائلات وحجم استهلاكهم، ومن ثم يؤدي بالاقتصاد الوطني إلى الكساد.

ويستمد التفسير الكينزي لمنحنى فيلبس ركيزته الأساسية من الأثر السببي لاتجاه تفسير مستوى الأجور بواسطة معدل البطالة، ويكون هناك اتجاه لأن ترتفع الأجور في ظل مستوى تحت التشغيل الكامل، لأن المؤسسات تجد صعوبة في الحصول على الأيدي العاملة المؤهلة والمناسبة للمناصب الشاغرة، ومن ثم فإن الزيادة المستمرة في نمو الأجور الاسمية لا تلبث أن تتحول في شكل ارتفاعات متتالية، وبتأخيرات مختلفة حسب ظروف كل اقتصاد، في المستوى العام للأسعار لتزداد المطالب النقابية برفع الأجور، ترتفع التكاليف الإنتاجية، يحدث تسريح للعمال، وتَعُم في الأخير البطالة.

من خلال هذا الكلام أصبحت العلاقة الموجودة بين التضخم والبطالة هي أول ما يُصادفنا من التحاليل غير النقدية للظواهر التضخمية، والتي تنطلق من التساؤل التالي : هل يمكن تقليص البطالة مقابل زيادة في التضخم أم العكس؟.

وسنحاول نحن في هذه الفقرة إسقاط الأفكار الأولى لفيلبس على حالة الجزائر من خلال ربط البطالة بتفسير الظاهرة التضخمية في الجزائر للفترة (1988–2003).

المطلب الأول : اختبار السببية لجرانجر بين التضخم والبطالة

1- صيغة الاختبار : الجدول التالي يبين القيم السنوية لمعدل البطالة الوطني في هذه الفترة :

الجدول رقم (5- 10) : معدل البطالة في الجزائر للفترة بين 1988–2003م[1]:

السنة	معدل البطالة %	السنة	معدل البطالة %
1988	19.2	**1996**	28
1989	18.1	**1997**	28.3
1990	20.3	**1998**	28.6
1991	21.3	**1999**	29.3
1992	23.2	**2000**	30
1993	24.4	**2001**	27.3
1994	24.8	**2002**	31
1995	28	**2003**	23.72

المصدر : الديوان الوطني للإحصائيات.

نهدف من خلال هذا الاختبار للتأكد من مدى وجود علاقة تغذية مرتدة (استرجاعية) Feedback، أو علاقة تبادلية بين التضخم($DLCPI_t$) والبطالة (UN_t).ويتطلب اختبار جرانجر للسببية تقدير العلاقتين التاليتين :

$$DLCPI_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_i \, DLCPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \varphi_i \, X_{t-i} + \mu_{1t}$$

$$UN_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{n_3} \omega_i \, UN_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i \, DLCPI_{t-i} + \mu_{2t}$$

[1] إن عدم إدراج معدل البطالة لسنة 2004 في هذه الدراسة ، يعود لعدم تناسقه مع المشاهدات الأخرى، وهذا لطبيعة الطريقة التي تُستخدم في حساب هذا المعدل (العينات).

إن إدراج قيم نفس المتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية في علاقة السببية المراد قياسها، يضاف إلى ذلك إدراج قيم المتغير التفسيري الآخر لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، هو إجراء قمنا به من أجل استبعاد أثر الارتباط الذاتي بين قيم المتغير الواحد–لكل من البطالة والتضخم– عبر الزمن، وذلك باعتبار أن السبب يسبق النتيجة في الزمن.

2- نتائج الاختبار:

بالاستعانة ببرنامج EViews مع أخذ عدد الفجوات الزمنية تساوي 2 (Lags= 2) تحصلنا على النتائج التالية :

الشكل رقم (5-33): نتائج اختبار السببية لجرانجر بين التضخم والبطالة –حالة الجزائر –.

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 08/15/05 Time: 12:11
Sample: 1988 2003
Lags: 2

Null Hypothesis: H_0	Obs	F-Statistic	Probability
UN does not Granger Cause DLCPI	13	4.93911	0.04009
DLCPI does not Granger Cause UN		4.49652	0.05006

المصدر : من إعداد الطالب.

- اختبار الفرضية : $H_0: \ \sum_{i=1}^{2}\varphi_i = 0$

لدينا $F_c = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/n_2}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/(n-k)} = 4.93911$ (من الشكل أعلاه) أكبر من $F_t = 3.98$ عند مستوى معنوية 5%، ودرجات حرية 2 للبسط، و11 للمقام. ومنه نرفض فرض العدم $H_0: \ \sum_{i=1}^{n_2}\varphi_i = 0$، ونقبل الفرض البديل $H_1: \ \sum_{i=1}^{n_2}\varphi_i \neq 0$، ونقول في هذه الحالة أن المتغير UN_t (البطالة) **يُسَبِّبْ** المتغير $DLCPI_t$ (التضخم).

- اختبار الفرضية : $H_0': \ \sum_{i=1}^{n_4}\theta_i = 0$

لدينا $F_c = 4.496521$ (من الشكل أعلاه) أكبر من $F_t = 3.98$ ومنه نرفض فرض العدم $H_0': \ \sum_{i=1}^{n_4}\theta_i = 0$، ونقبل الفرض البديل $H_1': \ \sum_{i=1}^{n_4}\theta_i \neq 0$، ونقول في هذه الحالة أن المتغير $DLCPI_t$ **يُسَبِّبْ** المتغير UN_t.

إن النتائج السابقة لاختبار جرانجر أظهرت وجود سببية ثنائية أو ما يسمى بالتغذية الاسترجاعية (Feedback effect) بين متغير التضخم $DLCPI_t$ ومتغير البطالة UN_t، وتؤكد تلك النتائج على أهمية هذا الأخير في تحديد مستويات التذبذبات في الأسعار والتي تعكسها القوة الشرائية للأفراد وعلاقة ذلك بدخلهم الفردي.

المطلب الثاني : اقتراح نموذج انحدار للتضخم على البطالة

ولكشف وجود من عدم وجود علاقة عكسية بين البطالة والتضخم، وتحت فرضية أن الزيادة المستمرة في نمو الأجور الاسمية لا تلبث أن تتحول في شكل ارتفاعات متتالية في المستوى العام للأسعار لابد من تقدير النموذج المبسط التالي :

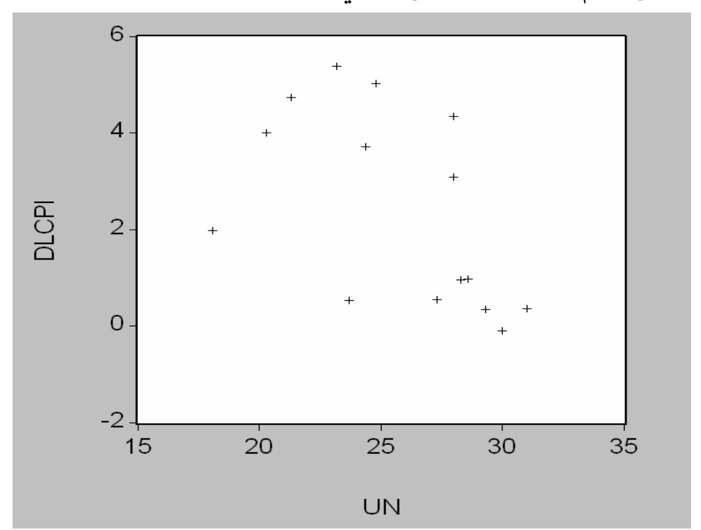
$$DLCPI_t = \alpha + \beta\, UN_t + \varepsilon_t$$

$DLCPI_t$: مؤشر أسعار الاستهلاك بعد إدخال اللوغاريتم الطبيعي، ومفاضلة نتيجة ذلك بالنسبة للزمن.

UN_t : معدل البطالة في السنة t.

ونهدف من عملية التقدير إيجاد أحسن توفيقة خطية للنقاط الممثلة في الشكل التالي :

الشكل رقم (5-34): تمثيل نقطي بين المتغيرين $DLCPI_t$ و UN_t.



1- تقدير العلاقة بين التضخم والبطالة في الجزائر :

لتقدير المعالم α و β للنموذج : $DLCPI_t = \alpha + \beta\, UN_t + \varepsilon_t$ اعتمدنا على طريقة المربعات الصغرى فكانت لدينا النتائج التالية :

الشكل رقم (5-35): تقدير العلاقة بين التضخم والبطالة في الجزائر :

LS // Dependent Variable is DLCPI
Date: 08/15/05 Time: 13:29
Sample(adjusted): 1989 2003
Included observations: 15 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.527595	3.166827	3.008562	0.0101
UN	-0.277264	0.121703	-2.278197	0.0403

R-squared	0.285329	Mean dependent var	2.386753
Adjusted R-squared	0.230354	S.D. dependent var	1.994736
S.E. of regression	1.749971	Akaike info criterion	1.242764
Sum squared resid	39.81118	Schwarz criterion	1.337171
Log likelihood	-28.60481	F-statistic	5.190181
Durbin-Watson stat	0.587129	Prob(F-statistic)	0.040253

المصدر : من إعداد الطالب.

ومنه تكون النتائج المختصرة على الشكل التالي:

$$DLCPI_t = 9.527595 - 0.277264\, UN_t$$
$$(3.008562)(-2.278197)$$
$$R^2 = 0.285 \text{ , DW} = 0.59 \text{ , AIC} = 1.242764 \text{ , F} = 5.2$$

(.): تمثل t المحسوبة .

تظهر معادلة منحنى فيلبس بالمعطيات الجزائرية، نتائج متسقة مع المنطلقات النظرية والميدانية لهذه العلاقة بالنسبة لأغلب الدراسات الميدانية التي حدثت في عقد التسعينات والمطبقة على بيانات مختلف الدول الرأسمالية عن المراحل التي سبقت مطلع السبعينات.حيث نلاحظ أن زيادة تغير البطالة بوحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض $DLCPI_t$ (التضخم) بـ 0.277 وحدة.

ونظرا لضعف المعايير الإحصائية المسجلة أعلاه، وعلى الخصوص معامل جودة التوفيق وإحصائية DW، حاولنا إسقاط بعض الملاحظات من التقدير ظنا منا أن السنوات (1989، 1990، 1991) كانت تمثل عدم الوضوح في السياسات المتبعة، بالإضافة إلى عدم الاستقرار السياسي الذي برزت ملامحه منذ أحداث أكتوبر 1988. وبعد إجراء تقديرات متتالية لنفس المعادلة أعلاه، وإسقاط ملاحظة في كل مرة، توصلنا إلى أن هناك استمرار في وجود العلاقة العكسية الدائمة بين معدلي البطالة والتضخم خلال كل الفترة السابقة.

لكن الجديد في هذه الطريقة هو أنها جعلتنا نحصل في كل مرة على ارتفاع واضح في معلمة معدل البطالة (بالقيمة المطلقة)، وهو ما يمثل مرونة تجاوب التضخم لمعدل البطالة بدرجة أعلى، بحيث أن هذه الأخيرة بقيت تتحسن من 0.277264- إلى0.422079-، 0.480732- و0.495838- على الترتيب، وأظهرت نتائج التقدير الإحصائية موازاة مع ذلك أحسن توفيق للعلاقة المدروسة في الفترة 1990-2003. بتسجيل المعايير الإحصائية التالية $R^2 = 0.46$, AIC = 1.09, DW = 0.92 و F = 9.37 . ومباشرة بعد سنة 1992م بدأت هذه النتائج الإحصائية تعرف سلوك نحو الانخفاض.

2- نتائج ملخصة من تقدير العلاقة بين التضخم والبطالة :

إن النتائج المتوصل إليها أعلاه تجعلنا نعتقد للوهلة الأولى بوجود مفاضلة فعلية ما بين البطالة والتضخم في الجزائر في الفترة 1989-2003م، إلا أن مواصلة تقدير المعادلة بإسقاط كل مرة مشاهدة، وبتعميق النظر في الخصائص التي تميز بها الاقتصاد الجزائري خلال تلك الفترة تشجعنا على إبداء الملاحظات التالية :

1. إن الفترة 1989-1992 تميزت بعدة تناقضات من الناحية الاقتصادية والاجتماعية، بحيث تأتي حكومة وتعلن صراحة دخولها في قواعد التسيير الاقتصادي الليبرالية، وبمجرد الانطلاق في تطبيق البرنامج المسطر حتى تبرز أفكار وبرامج أخرى كنتيجة لتصاعد الاحتجاجات من طرف المواطنين، وجود قوى داخلية محافظة ومعرقلة للإصلاحات، تغيير الحكومة في مدة قياسية وغيرها، وهو ما أثر ما على العلاقة فيما بين المتغيرات الاقتصادية بشكل كبير في الجزائر.

2. من المعروف أن تحسن مستوى أداء المعايير الإحصائية من سنة إلى أخرى، من الناحية القياسية، وعندما ينخفض حجم العينة، يكون دليلا على ضعف العلاقة في تلك السنوات التي تم إسقاطها من التقدير.
3. إن التحسن في حجم مقدرات المتغيرة المفسرة للظاهرة (البطالة) هو مقياس أو دليل، من الناحية الاقتصادية، على اتجاه العلاقة نحو مسارها الصحيح، وفي حالتنا هذه نستنتج أنه كلما ابتعدنا عن مرحلة الاقتصاد الموجه والتذبذب الذي لازم الاقتصاد الجزائري منذ الثمانينات وفي بداية العقد الماضي، كلما ظهرت العلاقة ما بين المتغيرات الاقتصادية وفي شكلها المطلوب.
4. إن الفترة التي أبدت فيها علاقة فيلبس اتساقا مع البيانات الجزائرية كانت تمثل مرحلة خاصة في عمر الاقتصاد الوطني وتميزت بإبرام الجزائر لاتفاق الاستعداد الائتماني الثالث مع صندوق النقد الدولي وإعادة جدولة الديون الخارجية وما تبع ذلك من شروط خاصة من بينها تجميد الأجور، الحد من تفاقم العجز في الميزانية والضغط على مناصب الشغل من خلال سياسة نقدية تقييدية موجهة أساسا للضغط على النفقات، حيث أن أولى النتائج المنطقية لهذه الإجراءات، مثلما حصل في دول أخرى، هو تفاقم معدلات البطالة، تزايد مستويات البؤس الاجتماعي والتراجع في معدلات التضخم.

3- تقدير معادلة منحى فيلبس المدعم بالتوقعات التضخمية :

نريد الآن البحث في التفسير الأكثر إقناع للمسار التضخمي في الجزائر، انطلاقا من الأعمال التي لا تخرج عن نطاق التطوير لمنحنى فيلبس، هذه الأخيرة التي جاءت نتيجة للانتقادات التي تعرضت لها علاقة فيليبس في نهاية عقد الستينات من طرف النقديين، وفي مقدمتهم ميلتون فريدمان وأنصاره، وتزامن ذلك مع فترة الركود التضخمي التي استمرت حتى منتصف الثمانينات، وانتهت هذه الأعمال إلى تدعيم البناء النظري السابق للمعادلة $(DLCPI_t = \alpha + \beta\, UN_t)$ بأفكار جديدة ومتغيرات أخرى كان لها الدور الأساسي في إبراز أهمية التوقعات التضخمية المستقبلية.

ومن أجل مسايرة هذه الرؤى الجديدة لعلاقة منحنى فيليبس، نحاول تقدير المعادلة التالية :

$$DLCPI_t = b_0 + b_1 E_{t-1}\left[DLCPI\right] + b_2 UN_t$$

E_{t-1}: تمثل التوقعات التضخمية من طرف الجمهور في الزمن $(t-1)$.

هذه المعادلة تعبر عن الشكل المختصر من حل المعادلات التصرفية لكل من مستوى الأجر والسعر، أين يكون معدل تضخم الأجر مرتبطا إيجابيا مع معدل التضخم في المستوى العام للأسعار خلال الفترات التي يكون فيها السعر الذي يخضع لتوقعات تضخمية إيجابية من طرف الجمهور، وكذلك مرتبطة عكسيا مع فائض العرض في سوق العمل كمقياس لمعدل البطالة.

وتكون التوقعات التضخمية هذه مفسرة إما على أنها توقعات متكيفة مع التضخم المستقبلي أو على أساس أنها تعكس لزوجة (الأجر– السعر) والتي عادة ما يسببها توقيت عقود العمل في عالم اقتصادي تسوده التوقعات الرشيدة.

وما يهمنا هنا هو مدى جدية هذه المعادلة في تفسير التضخم الذي واجهه الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1988–2003م، ومن أجل تبيان هذه الجدية لابد من تقدير هذه العلاقة، بافتراض أن التوقعات التضخمية المستقبلية تكون متطابقة مع تضخم الفترة السابقة $(t-1)$، على الشكل : $DLCPI_t = b_0 + b_1\ DLCPI_{t-1} + b_2\ UN_t$

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى كانت لدينا النتائج التقديرية التالية :

الشكل رقم (5– 36): تقدير معادلة منحى فيلبس المدعم بالتوقعات التضخمية

LS // Dependent Variable is DLCPI
Date: 08/15/05 Time: 20:16
Sample(adjusted): 1990 2003
Included observations: 14 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.584512	2.117632	3.581601	0.0043
DLCPI(-1)	0.704608	0.124511	5.658997	0.0001
UN	-0.263968	0.074848	-3.526726	0.0047

R-squared	0.862453	Mean dependent var	2.416744
Adjusted R-squared	0.837445	S.D. dependent var	2.066523
S.E. of regression	0.833184	Akaike info criterion	-0.177593
Sum squared resid	7.636145	Schwarz criterion	-0.040652
Log likelihood	-15.62199	F-statistic	34.48639
Durbin-Watson stat	2.449288	Prob(F-statistic)	0.000018

المصدر : من إعداد الطالب.

بالنظر إلى بيانات الشكل أعلاه يمكن الاستنتاج بأنه توجد علاقة مبادلة في الأجل القصير ما بين البِطالة والتضخم بالنسبة للبيانات الجزائرية التي تخص العقد الأخير من القرن الماضي وبداية القرن الحالي، وهذا من خلال اختلاف مقدرة معلمة التوقعات التضخمية عن الواحد مع تميزها بمعنى إحصائي جيد، غير أن قيمة المعلمة المقدرة القريبة من الواحد تجعلنا نعتقد بأن هذه المبادلة ستضمحل كلما اقتربنا من حالة الثبات أي بزيادة حجم العينة. مما يدفعنا للاعتقاد بحتمية وجود توقعات كاملة $\hat{b}_1 = 1$ في الأجل الطويل، وبالموازاة مع ذلك نسجل نسبة توفيق جيدة للنموذج المقدر وقيم للمعايير الإحصائية $R^2 = 0.86$, AIC = -1.17 و F = 34.48 أحسن من النموذج السابق، ومنه يمكننا القول بأن معادلة منحى فيلبس المدعم بالتوقعات المستقبلية هي ذات تمثيل شامل ومتعدد للمسار التضخمي في الجزائر.

خلاصة الفصل :

من أجل توفير شروط الاستقرارية للسلسلة الزمنية الشهرية لمعدلات التضخم من جانفي 1990 إلى ماي 2005 كان من الواجب إزالة المركبة الموسمية ومركبة الاتجاه العام، وتطلب إدخال المعاملات الموسمية أولا، ثم مفاضلة السلسلة الناتجة بالنسبة للزمن، لنحصل في الأخير على السلسلة $DINFSA_t$، وقد أثبتت لنا مختلف الاختبارات الإحصائية (DF، ADF، PP، KPSS،...إلخ) استقرارية هذه السلسلة.

وبتصفح مراحل نمذجة السلسلة المستقرة $DINFSA_t$ يمكن أن نخلص إلى النتائج والملاحظات التالية :

1. يكشف لنا الاختبار غير المعلمي لـــ Mizrach وجود ارتباط غير خطي بين مشاهدات السلسلة $DINFSA_t$ وهذا ما يفسر بمدى قابلية الظاهرة التضخمية في الجزائر للتنبؤ.
2. إن أحسن تمثيل خطي للسلسلة $DINFSA_t$ هو من الشكل المتوسطات المتحركة من الرتبة الأولى MA(1).
3. بالاعتماد على اختبار أثر ARCH يمكننا تبيان إمكانية اقتراح صياغة غير خطية للظاهرة التضخمية في الجزائر، بواسطة استعمال نموذج ARCH(1) لتمثيل خطأ النموذج السابق، حيث يحقق هذا الشكل الخصائص الأربعة لنماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين.
4. بالاعتماد على نموذج MA(1) مع خطأ ARCH(1) يكون من المتوقع أن تتوزع معدلات التضخم في الجزائر للفترة (جوان 2005- ماي 2006) ما بين [-2.8%، 1.14%] بنفس الشكل (التصاعدي والتنازلي) الذي كانت عليه منذ بداية هذا القرن.حيث يكون المتوسط الشهري لمعدل التضخم لهذه الفترة -0.27%.

كما أظهرت النتائج وجود تغذية استرجاعية بين التضخم والبطالة بمعنى أن تغير كل من الظاهرتين يسبب تغير الأخرى في الجزائر (بالاعتماد على معطيات الفترة 1989–2003). حيث توصلنا إلى :

5. أن فكرة المفاضلة المقترحة من خلال منحنى فيلبس هي محققة، وتأخذ مسارها الصحيح بشكل أفضل كلما ابتعدنا على المرحلة (1989–1992) التي تميزت بعدة تناقضات من الناحية الاجتماعية والاقتصادية. وعند إدخال متغير التوقعات التضخمية حافظت هذه العلاقة على صحة فكرة المبادلة لكن في الأجل القصير فقط، لأنه عند زيادة حجم العينة فإن معلمة هذا المتغير الجديد تقترب من الواحد وبالتالي اضمحلال فكرة المبادلة في الأجل الطويل.

الخاتمة العامة

لا شك أن الدراسة التنبؤية لمستقبل التضخم في الجزائر تستمد أهميتها من دورها في توجيه البرامج والسياسات المثالية التي من شأنها على الأقل أن تحد من بعض المخلفات السلبية لهذه الظاهرة. لذلك ومن أجل الوصول إلى أهداف هـــذه الدراسة كان لزاما علينا من جهة أولى دراسة تطور الظاهرة التضخمية والوقوف عند أسبابها وأثارها في الجزائر، انطلاقا من أهم الآراء والتحليلات الفكرية لأهم المدارس وبناءا على المؤشرات الكلية للاقتصاد الوطني، ومن جهة ثانية مواكبة التطور الذي عرفته الأدوات الإحصائية والرياضية لنظرية القياس الاقتصادي، من أجل إعطاء أحسن نمذجة للتضخم في الجزائر، وتمثيل سرعة التقلبات (La Volatilité) التي تتميز بها هذه الظاهرة، باستعمال نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين، لنصل في الأخير إلى أحسن توقع على المدى القصير لمستقبل الظاهرة التضخمية.

وقد اهتم الفصل الأول من هذه الدراسة باستعراض التحليلات والقراءات النظرية لظاهرة التضخم، بـــدءًا بإعطـــاء تعريف لها يشمل أهم المعايير (الأسباب، الخصائص) التي اعتمد عليها العلماء في تحديد مفهوم هذه الظاهرة، بعد ذلـــك حاولنا حصر أهم المصادر التي يمكن أن تتسبب في إحداث موجات تضخمية، من خلال زيادة الطلب الكلي، انخفاض العرض، ارتفاع التكاليف الإنتاجية واستيراد معظم السلع والخدمات من الخارج.

وفي المبحث الثاني تطرقنا إلى تصنيف لأهم أشكال الضغوط التضخمية وأنواعها حسب أربعة معايير هي : مـــدى تحكم الدولة في جهاز الأسعار، حدة هذه الضغوط، طبيعة القطاعات الاقتصادية المعرضة لها، والأسباب المساعدة لهـــا. بعد ذلك استعرضنا أهم الآثار التي يمكن للتضخم أن يخلفها، على الصعيدين الاقتصادي والاجتماعي، وما ينجم عنه من تعميق للتفاوت في توزيع المداخيل والثروات، إحداث عجز في ميزان المدفوعات، إضعاف الثقة في العملة، خلق موجات من التذمر الاجتماعي وغيرها من الانعكاسات التي تهدد بدرجة كبيرة الاستقرار الاقتصادي، الاجتمـــاعي والسياســـي اللازمين لدفع عجلة التنمية.

بينما خصصنا المبحث الثالث لبعض الآراء الفكرية لأهم المدارس حول الظاهرة، بدءا بالنظرية الكمية للنقود الـــتي تركز في إطارها الفكري على مبدأ التغير في عرض النقود كأحد الأسباب الفعلية والحقيقية للتحرك في مستوى العـــام، وأن النقود تؤدي دورا أساسيا في الاقتصاد وتكون حيادية وتمثل المتغير الخارجي في معادلة التضـــخم، وبـــالرغم مـــن المساهمات العديدة والمتكررة للمدرسة النيوكلاسيكية في تطوير وتدعيم هذه النظرية، بإضافة عدة عناصر في التحليـــل الرياضي وتوسيع النظرة من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، إلا أن مبادئ وأفكار هذه النظرية لم تكن محل إجماع كل المفكرين الاقتصاديين، بعد ذلك تعرضنا إلى أراء كينـــز في الظاهرة التضخمية باستخدامه أدوات التحليل الجزئـــي في الطلب والعرض على المستوى الكلي انطلاقا من رفضه للأفكار الأساسية للتحليل الكلاسيكي. وقد أعطى كينز بعـــدا جديدا في تفسيره للظاهرة المدروسة، باستعماله نموذج الفجوة التضخمية في مثاله عن كيفية دفع تكاليف الحرب مـــن خلال تفاعل قوى الطلب والعرض الكليتين، وربط حجم التشغيل في الاقتصاد الوطني بالتغيرات التي تحدث في كل من الدخل والإنفاق، ويرجع تشكل الفجوة التضخمية إلى اختلال العلاقة بين معدلات الزيادة في الأجور النقدية ومعدلات

الزيادة في الإنتاجية، بالإضافة إلى سياسات التسعير المتبعة في الأسواق الاحتكارية، وفي تحليله للفجوة التضخمية يعترف كيتر بأن ملامحها تبدأ قبل وصول الاقتصاد إلى مستوى التشغيل الكامل، وتزداد حدمّا كلما اقتربنا من هذا المستوى.

وقد دفع مفهوم هذا العالم لمكونات دالة الطلب على النقود ودوافع الاحتفاظ بها، وانتقاده للنظرية الكمية، مؤيدي هذه الأخيرة إلى إدخال عنصر الفائدة في تحليلهم وإعطاء دفعة جديدة لهذه النظرية من طرف أنصار مدرسة شيكاغو، بزعامة ميلتون فريدمان، من خلال البحث في العلاقة بين التغير في نصيب الوحدة المنتجة من النقود وبين التغير في المستوى العام للأسعار.

أما المبحث الرابع فقد تناولنا فيه الوسائل المعروفة في مكافحة التضخم بما فيها السياسات النقدية التي يقوم بواسطتها البنك المركزي أساسا على تحقيق انكماش في الائتمان المصرفي، باستعمال عدة أدوات من بينها سعر إعادة الخصم، عمليات السوق المفتوحة، التأثير في احتياطات البنوك التجارية وفي أسعار الفائدة على السندات، نسبة الاحتياطي القانوني، وغيرها من الأدوات المباشرة للرقابة على الائتمان المصرفي. بالإضافة إلى ذلك نجد في هذا الإطار السياسات المالية التي تحدد الحكومة من خلالها المصادر المختلفة للإيرادات العامة للدولة، والأهمية النسبية لكل من هذه المصادر هذا من جهة، ومن جهة أخرى تحدد الكيفية التي تستخدم بها هذه الإيرادات لتمويل الإنفاق الحكومي بحيث تحقق الأهداف الاقتصادية والاجتماعية للبلد.

أما المبحث الأخير من هذا الفصل فخصصناه لعلاقة منحنى فيلبس كأحد أهم النتائج التي تمخضت عن التحليل الكيتري لما بعد الحرب العالمية الثانية، والتي ترمي إلى وجود علاقة نظامية بين معدل تغير كل من الأجور والبطالة، حيث ساد الاعتقاد في ظل نموذج منحنى فيلبس، حتى حدوث أزمة الركود التضخمي في مطلع سبعينات القرن الماضي، بأن البطالة هي الثمن الذي يدفعه المجتمع لمكافحة زحف التضخم، وأن وجود معدل تضخم معين في الاقتصاد هو الثمن الذي يدفعه المجتمع من أجل تحقيق أهداف التشغيل الكامل. ولقد تعرض هذا المنحنى لعدة اهتزازات منذ نهاية العقد الأول لظهوره على الساحة الاقتصادية، أدت إلى تدعيم أنصار مدرسة شيكاغو فكرة المفاضلة بين التضخم والبطالة بمتغيرات إضافية تأخذ تحركات هذا المنحنى بعين الاعتبار، والتي سميت فيما بعد بنظرية التسارع، والتي أشار إليها فريدمان لأول مرة تحت اسم معدلي البطالة الفعلي والطبيعي، والمقرونين بحالة التشغيل الكامل. وتبين من خلال هذه النظرية بأن المبادلة المستمرة بين البطالة والتضخم ليست دائما صحيحة، وإنما يمكن إثبات وجودها فقط في الأجل القصير، بسبب خضوع العمال لعامل الخداع النقدي، ولقد شكّل استعمال نظريتي المعدل الطبيعي للبطالة وتسارع التضخم الحجج القوية لتغيير وجهة نظر متخذي السياسة الاقتصادية في الدول الغربية بعد ذلك حول علاقة فيلبس الأصلية.

أما الفصل الثاني فتعرضنا فيه إلى تقديم مفصل لأهم الأساليب والأدوات التي تساعدنا علــى نمذجــة التضــخم في الجزائر، رياضيا، بناءا على أرقام تبين تطور هذه الظاهرة، من أجل التنبؤ بمستوياتها المستقبلية القريبة، بــدءا بالنمــاذج الانحدارية التي تستخدم في قياس العلاقات الاقتصادية بين متغير تابع ومتغيرات أخرى مفسرة له، ولكن قد يحــدث في بعض الأحيان أن النظريات الاقتصادية الموجودة لا تساعدنا في تحديد المتغيرات المُفَسِّرة من المتغير المُفَسَّر، وهذا ما يخلق مشكل بالغ الأهمية يتعلق بتحديد اتجاه السببية بين هذه المتغيرات. وفي هذا الإطار اقترح قرانجر اختبار يكشف لنا هــذا الاتجاه، بما يساعدنا ذلك كثيرا في تحديد صيغ النماذج الاقتصادية.

وفي المبحث الثاني تعرضنا إلى شكل آخر من النمذجة يعتمد في صياغته الرياضية للظاهرة على القــيم المتجانســة والمرتبة زمنيا التي تبين تطورها، ويعرف هذا الشكل بالسلاسل الزمنية، ويشترط في تحليل هذا الأخيرة أن تكــون ذات طبيعة مستقرة، بمعنى أن تكون أوساطها، تبايناتها وتبايناتها المشتركة ثابتة عبر الزمن، ويستحسن هنا للكشف عن هــذه الطبيعة استخدام الاختبارات الإحصائية المعروفة في ذلك، مثل اختبارات الجذر الوحدوي، التي بالإضــافة إلى كشــف عدم الاستقرار فهي تحدد شكل الاتجاه العام للسلسلة، ومن ثم تحديد الطريقة المناسبة لجعل السلسلة تستقر. كما تناولنا في هذا الإطار منهجية بوكس جينكيز في بناء السلاسل الزمنية، بالإضافة إلى خصائص مختلف الصيغ الخطية التي يمكــن لها أن تفسر الظواهر (AR، MA، ARMA، ARIMA،...إلخ).

أما الفصل الثالث فخصصناه إلى دراسة أنواع النماذج غير الخطية، وأخذنا في ذلك بأكثر تفصيل نمــاذج ARCH، ويعود هذا التخصيص لكون أن النماذج الخطية للسلاسل الزمنية السابقة، ورغم الدور الكبير الذي لعبتــه في نمذجــة الظواهر الاقتصادية، إلا أنها لم تستطع أن تترجم الصفة الحركية والديناميكية لهذه الظواهر وخاصة المالية منها، ويعــود هذا العجز إلى فرضية الخطية التي تقوم عليها هذه النماذج، بحيث يستلزم أن تتميز المكونات الزمنية بوقت واحد، إضافة إلى ذلك فإن ثبات السيرورة ARMA لا يسمح بتمثيل الميكانيزمات غير المتناظرة، أما فيما يخص نموذج الانحدار الذاتي AR، فهو يفسر القيمة الحالية للسلسلة بدلالة القيم الماضية، ومنه فهو لا يدخل كامل المعلومات في تفسير الظاهرة.

وقد تناول المبحث الأول من هذا الفصل أهم أنواع النماذج غير الخطية التي ستعمل لتحسين التنبــؤ النــاتج عــن النموذج الخطي الأصلي (المقارب)، أما المبحث الثاني فقد خصصناه لواحدة من هذه الأنواع التي اقترحها Engle سنة 1982 من خلال دراسة لمعدلات التضخم في المملكة المتحدة، حيث استخدم المتغيرة العشوائية لتفسير عدم التجــانس الشرطي، والمعروفة نماذج ARCH، وقد ختمنا هذا الفصل بتصنيف لأحدث النماذج المتولدة عن ARCH.

أما الفصل الرابع فحاولنا فيه إسقاط ما رأيناه في الفصل الأول من تحليلات نظرية حول الظاهرة المدروسة على حالة الاقتصاد الجزائري، والبحث في تفسير الضغوط التضخمية من خلال التفاعلات المتبادلة للــتغيرات الــتي تحــدث في مستويات المتغيرات الكلية، ولأن كثيرا ما يعبر على ظاهرة التضخم في الجزائر من خلال الارتفاع الذي يطــرأ علــى أسعار السلع والخدمات أو الانخفاض الذي يحدث في القوة الشرائية، ارتأينا في المبحث الأول أن نقتفي آثر الاتجاهــات التضخمية في الاقتصاد الوطني، من خلال قياس حركة الأسعار بالنسبة للحالة الأولى، ودراسة وتحليل العلاقة الموجودة

بين السيولة المحلية والائتمان من جهة، والناتج الداخلي الخام من جهة ثانية بالنسبة للحالة الثانية، وقد بيّن الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك (CPI) الضغوط التضخمية المتواصلة التي عرفتها الأسواق الجزائرية، حيث شهد هذا المؤشر ارتفاعا متواصلا طيلة 18 سنة الأخيرة وصل إلى أكثر من ستة أضعاف، وسجّل معدل تغير وسطي سنوي خلال الفترة (1987-2004) قدره 13.03%.

أما المبحث الثاني فقد ركزنا فيه على المصادر التي تزيد من حدة الظاهرة التضخمية في الجزائر، وأرجعنا الداخلية منها إلى التوسع في مكونات الإنفاق الكلي (من خلال توسع الاستهلاك الخاص، العام، والإنفاق الاستثماري)، الزيادة في التكاليف الإنتاجية، التوسع النقدي غير المراقب ودور المديونية الداخلية وعجز الميزانية في ذلك. أما المصادر الخارجية للتضخم في الجزائر فتعود إلى المديونية الخارجية، اختلال ميزان المدفوعات، التضخم المستورد عبر أسعار الفائدة والأسعار العالمية، ثم سعر الصرف ودوره في تخفيض قيمة الدينار، حيث كانت أهمية ودرجة خطورة التضخم المستورد تعتمد على حجم وقيمة الواردات، التي عرفت تذبذبات قوية في السنوات الأخيرة، وكانت مرتبطة بحجم وسائل الدفع الخارجية، والتي تتحدد بدورها من خلال الاتجاهات التي تأخذها أسعار البترول الخام. وفي المبحث الثالث تناولنا الآثار والانعكاسات الاقتصادية والاجتماعية التي عانت منها الجزائر جرّاء الاتجاهات التضخمية، بدءا بالتدهور النسبي في نصيب الفرد من مستوى الاستهلاك الحقيقي، وقد ساعد في ذلك ارتفاع معدلات النمو السكاني بالمقارنة مع حجم الاستهلاك الكلي، وقد أدى التضخم إلى توجيه رؤوس الأموال الجزائرية إلى فروع النشاط الاقتصادي التي لا تفيد التنمية، حيث وجدنا مثلا أن نصيب الإنفاق الاستثماري في قطاع النقل وبناء المساكن قد ارتفع من 11.5% سنة 1994 إلى 22.5% سنة 1998، مسجلا نسبة تغير سنوي لعام 1998م قدرها 234%، فيما عرف نصيب قطاعات الإنتاج السلعي تقهقرا خاصة في قطاع الزراعة والصيد البحري، بنسبة انخفاض -30% في سنة 1998. بالإضافة إلى ذلك أدت الموجات التضخمية إلى زيادة ميل العائلات الجزائرية إلى الادخار، من خلال اتجاه الكثير منها إلى شراء السلع بكميات تفوق احتياجاتهم اليومية، وازداد الميل الحدي للأفراد في تفضيل العقار على الأرصدة النقدية نتيجة انخفاض القوة الشرائية لهذه الأخيرة.

وبالنسبة إلى انعكاسات التضخم على المجتمع الجزائري فنجد أن هذه الظاهرة قد أدت إلى إحداث تفاوت كبير في إعادة توزيع الدخول ما بين الفئات الجزائرية، وظهور بذلك فرق تمايزي ما بين طبقات المجتمع، هجرة الأدمغة الجزائرية إلى الخارج، تفشي ظواهر البيروقراطية والرشوة في الإدارات، اتساع نمط الاستهلاك التفاخري والترفي، وإعادة التوزيع الحقيقي بين الدائنين والمدينين.

أمّا الفصل الخامس والأخير فهو صورة قياسية للظاهرة التضخمية في الجزائر، حاولنا من خلالها تطبيق الأدوات والأساليب الإحصائية والرياضية التي استعرضناها في الفصلين الثاني والثالث، للإجابة على الإشكالية الرئيسية لهذا البحث، والتوقع بالمستويات المستقبلية للظاهرة في الجزائر، وقد تتطلب منا هذا تحليل السلسلة الزمنية (الشهرية) التي تبين تطور معدل التضخم لمؤشر أسعار الاستهلاك من جانفي 1990 إلى ماي 2005 (INF_t)، وقد بينت نتائج الاختبارات الإحصائية أن هذه السلسلة غير مستقرة وأنها تحمل خصائص نموذج DS، (مركبة اتجاه عام تحديدية)، يشبه

نموذج المشي العشوائي، كثير الاستعمال في دراسة الأسواق المالية، لذلك ومن أجل توفير شروط الاستقرارية لهذه السلسلة قمنا أولا بإزالة المركبة الفصلية، واستخدمنا في ذلك طريقة المعاملات الموسمية، فتحصلنا على السلسلة $INFSA_t$، وثانيا بإزالة مركبة الاتجاه العام بإجراء الفروقات من الدرجة الأولى على السلسلة $INFSA_t$، فتحصلنا على السلسلة الجديدة $DINFSA_t$، ومن أجل اختبار استقرارية هذه الأخيرة، ونظرا لأهمية هذه المرحلة، اعتمدنا على عدة اختبارات إحصائية (ديكي فولر DF، ADF، فيلبس بيرون، KPSS) وقد أثبتت كل من هذه الأخيرة توفر شروط الاستقرارية للسلسلة $DINFSA_t$. كما أثبت لنا اختبار الاستقلالية غير الخطية للمشاهدات (Test de Mizrach) قابلية هذه السلسلة للتمثيل غير الخطي للتباين الشرطي، ومن ثم قابلية معدل التضخم في الجزائر للتنبؤ على المدى القصير.

وحرصا منا لإيجاد أحسن نموذج قياسي للظاهرة في الجزائر، درسنا أكثر من 100 صيغة رياضية مرشحة لنماذج ARMA مختلفة حسب (p,q)، لنصل وبالاستعانة بالمعايير الإحصائية المعروفة في التفضيل، إلى نموذج من شكل MA(1)، الذي بين لنا فيما بعد قوة إحصائية عبر عدة نقاط (تحليل الارتباط الذاتي للبواقي، معنوية المعالم المقدرة، التوزيع الطبيعي للبواقي).

إلا أن اختبار أثر ARCH أثبت لنا إمكانية تمثيل أخطاء النموذج السابق (البواقي) بنموذج ARCH، من أجل هذا ولتحديد الصيغة الرياضية التي تعرف الارتباط الذاتي للأخطاء غير المتجانسة قارنًا بين عدة نماذج محتملة حسب عدة معايير، ووجدنا أن أحسن نموذج يمثل السلسلة في هذه الحالة هو MA(1) مع خطأ ARCH(1)، وبعد تقدير هذا النموذج توصلنا إلى نتائج جد مرضية فيما يخص قوته الإحصائية وقابليته للتنبؤ، وكانت الشروط محققة من أجل أن يكون التباين الشرطي موجود، ε_t^2 مستقرة و موجبة. بالإضافة إلى معنوية كل من المعالم المقدرة، معنوية النموذج، التوزيع الطبيعي للبواقي.

وفقا لهذه النتائج، وبالاعتماد على النموذج السابق، بالإضافة للعلاقات التراجعية المستعملة في إزالة المركبتين الموسمية والاتجاه، استطعنا أن نخلص إلى المعدلات المتوقعة للتضخم في الجزائر لفترة اثنتا عشر (12) شهرا (حتى شهر ماي 2006)، حيث بيّنت هذه المعدلات تناسقا جيدا مع مثيلاتها في السلسلة الأصلية، وأعطت صورة مبسطة لمستقبل الاتجاهات التضخمية في الجزائر، ترمي عموما إلى أن هذه الظاهرة سوف تحافظ على الوتيرة المنتظمة التي كانت عليها منذ بداية القرن الحالي مع انخفاض بسيط.

وفي ختام هذا البحث قمنا بإسقاط الأفكار الأولى لفيلبس على حالة الجزائر، من خلال ربط البطالة بتفسير التضخم للفترة (1988-2003)، بدءا باختبار اتجاه السببية بين الظاهرتين، حيث كانت النتيجة وجود ما يسمى بالتغذية الاسترجاعية (Feedback) بينهما. ولكشف وجود من عدم وجود علاقة مفاضلة بين البطالة والتضخم قمنا بتقدير نموذج انحدار خطي للتضخم على البطالة، وأظهرت النتائج حينها اتساقا مع المنطلقات الفكرية النظرية والميدانية لمنحنى فيلبس (وجود علاقة عكسية دائمة).

❖ نتائج البحث :

يمكن حصر أهم النتائج التي يتسنى لنا الخروج بها من هذه الدراسة في النقاط التالية :

1. يمكن القول بأنه مثلما أثبتت التجربة وجود متغيرات قوية أخرى غير تلك التي ذكرتها النظرية الكمية للنقـــود، فإن الفكرة الكينزية القائلة بجمود الأسعار والتكاليف لم تعد صالحة. بحيث أن مقولة فـــائض تـــدفق الـــدخل النقدي عن تدفق السلع والخدمات تكون صحيحة في الأجل القصير فقط، وأن التضخم في العصر الحديث لم يعد يفسر على أنه ظاهرة طلب فقط. ومما زاد في تراجع التحليل الكينزي هو فشله في تفسير ظاهرة الركـــود التضخمي لعقدي السبعينات والثمانينات من القرن الماضي مع الانهيار الحقيقي لعلاقة فيلبس في تلك الفترة.
2. تعتبر معادلة كمبردج للأرصدة النقدية الوجه الثاني للنظرية الكمية للنقود بعد معادلة المبادلة، فبينما اعتـــبرت هذه الأخيرة أن النقود تقوم بوظيفتين وسيط للمبادلة ووسيلة دفع، فقد أضافت معادلة كمبردج وظيفة أخرى للنقود وهي وسيلة الادخار، ووفقا لهذه المعادلة فقد يتغير مستوى الأسعار مع بقاء كمية النقود ثابتة، وقد يُلزِم هذا السلطات النقدية بعد ذلك بتخفيض أو زيادة كمية النقود، وبذلك فإن تغيرات كمية النقود تصبح نتيجة لتغير الأسعار وليس سببا، وهذا عكس ما ذهبت إليه نظرية كمية النقود ومعادلة التبادل.
3. .بمقتضى التحليل الكينزي فإن التضخم يمكن أن يحصل عندما يكون حجم الإنفاق الكلي أكبر من قيمة حجـــم الناتج الوطني، وتزيد حدته كلما اقترب الاقتصاد من مستوى التوظف الكامل، ويعتبر هذا التحليل أكثر تعبيرا عن حال البلاد الصناعية المتقدمة، التي تعاني من فائض طاقتها الإنتاجية في أوقات الكساد، على حين تتمثـــل المشكلة الأساسية في البلاد المتخلفة في قصور حجم طاقاتها الإنتاجية، الأمر الذي يجعل جهازها الإنتاجي غـــير مرن، وناتجها الوطني قريب من الثبات مما يجعل النظرية الكمية أكثر تعبيرا عن واقعها في مسألة التضخم.
4. تقوم السياسة النقدية المضادة للتضخم على أساس تحقيق انكماش في الائتمان المصرفي، بينما تحـــدد السياســـة المالية في ذلك المصادر المختلفة للإيرادات العامة للدولة، مع الأهمية النسبية لكل من هـــذه المصـــادر. ويـــرى الاقتصاديون ضرورة استخدام وسائل السياستين جنبا إلى جنب في تحقيق الأهداف المسطرة، وقد يساعدهما في ذلك مدى صحة التوقعات بشأن الظاهرة التضخمية.
5. تختلف نماذج ARMA عن نماذج ARCH في أن مجالات الثقة للأولى مبنية على تباين ثابت مع الزمن، وهذا ما لا نجده في نموذج ممثل بـــ ARCH/GARCH للبواقي، الذي بواسطة هذه الخاصية يستطيع أن يترجم الصـــفة الحركية لمختلف الظواهر، وأن يتخطى بعض المشاكل التي عرفت عن السلاسل الزمنية الخطية.
6. يبين الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك أن الجزائر عرفت في السنوات الأخيرة (1988-2004) ضغوط تضخمية مستمرة متفاوتة الحدة، وصلت حتى حدود 30% في منتصف التسعينات من القرن الماضي، يمكن إرجاعها إلى أن معدلات النمو في كمية النقود كانت دائما أعلى من معدلات النمو في الناتج الداخلي الخـــام الحقيقـــي، بالإضافة إلى التوسع في الإنفاق الكلي المحلي وما صاحبه من توجيه للاستثمارات الجزائرية إلى المشـــاريع غـــير الإنتاجية، وارتفاع التكاليف الإنتاجية بما فيها تكلفة الأجور، والمواد الأولية الوسيطية والرأسمالية المستوردة من

الخارج، كرد فعل للتخفيض القوي في قيمة العملة الوطنية، وقد ساعد في ذلك أيضا الأوضاع الأمنية والسياسية المتردية التي عرفها الشارع الجزائري خلال تلك الفترة. وفي هذا الإطار لا يمكن أن ننسى الأهمية النسبية للواردات وما جلبته من تضخم مستورد إلى الاقتصاد الوطني، حيث ارتفعت بنسبة أكثر من 60% خلال الفترة المذكورة أعلاه، وما صاحب ذلك من تطور في المديونية الخارجية واختلال في ميزان المدفوعات.

7. تبين نتائج اختبار Mizrach للسلسلة الزمنية لمعدلات التضخم في الجزائر إمكانية اقتراح نموذج غير خطي لهذه السلسلة، ومن ثم قابلية الظاهرة التضخمية للتنبؤ على المدى القصير.
8. أظهر اختبار آثر ACRH إمكانية تمثيل معدلات التضخم والتوقع بمستوياتها المستقبلية بواسطة نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين.
9. تشير نتائج التوقع بمعدلات التضخم في الجزائر، باستعمال نماذج ARCH، إلى أن الأسعار في الجزائر خلال الفترة (جوان 2005– ماي 2006) سوف تشهد استقرارا نوعا ما، حيث من المتوقع أن يسجل معدل متوسط شهري (-0.27%)، ويكون من المتوقع أن تحافظ تغيرات الأسعار على نفس النمط التي كانت عليه منذ بداية القرن الحالي، حيث سيوافق أكبر ارتفاع للأسعار خلال الفترة المذكورة بداية سنة 2006، فيما تشهد منتصف هذه السنة أكبر انخفاض.
10. أكد لنا اختبار Granger وجود تغذية استرجاعية (سببية ثنائية) عالية بالنسبة للاقتصاد الجزائري بين البطالة والتضخم، وفي هذا الإطار أظهر تقدير معادلة منحنى فيلبس وجود مبادلة (علاقة عكسية) ما بين هاتين الظاهرتين في الفترة (1989-2003)، وتظهر هذه العلاقة بشكلها الصحيح كلما ابتعدنا عن مرحلة الاقتصاد الموجه والتذبذب الذي لازم الاقتصاد الجزائري منذ بداية الثمانينات وفي بداية العقد الماضي، وبتدعيم المعادلة السابقة بالتوقعات التضخمية المستقبلية تبقى فكرة المبادلة صحيحة فقط في الأجل القصير.

❖ **توصيات البحث :**

إن تحقيق النتائج التي توقعناها في دراستنا لمستقبل ظاهرة التضخم على أرض الواقع في الجزائر، يبقى دائما مرتبط بمدى تحكم الدولة بسياستيها النقدية والمالية، وكيفية تسييرها للمديونية الداخلية والخارجية، وتشجيعها لمختلف أنواع الاستثمار الأجنبي، ودورها في الإصلاح المصرفي، وغيرها من الإجراءات التي تضمن الانتقال إلى اقتصاد بأقل الأضرار وفي نفس الوقت تساعد على التخفيض من التضخم والمحافظة على معدلاته عند مستويات معقولة لأطول فترة زمنية، وفي هذا الإطار نقترح التوصيات التالية :

1. ضرورة تشجيع كل أنواع الاستثمار الأجنبي المباشر عبر مشاريع الشراكة، للاستفادة من الخبرات والتكنولوجيا العالمية للتقليل من التكاليف الإنتاجية، وفي نفس الوقت تشجيع القطاع الخاص والمؤسسات الاقتصادية والمتوسطة على الاستثمار في الميادين التي تحقق فوائض القيمة الأكثر ارتفاعا، والتي تعطي منتجات قادرة على منافسة السلع المستوردة، على الأقل في ميادين تخصصها، وعلى الخصوص في ميادين الزراعة والصناعة التحويلية المتعلق بذلك.

2. رفع كفاءة النظام الضريبي، بتحسين أساليب عمل الإدارة الضريبية وتبسيط إجراءاتها بما يؤدي إلى رفع مردودية التحصيل، وبالتالي المساهمة في تقليص العجز الموازني.
3. الإسراع في إصلاح النظام المصرفي وفق قواعد العمل والتسيير المتعامل بها دوليا، قبل التفكير في إنشاء سوق مالية،كما حدث مؤخرا في الجزائر، لأن سرعة التقلب في هذه الأسواق تكون مرتفعة جدا، وقد تؤدي على نتائج معاكسة، في بعض الأحيان، للأهداف المسطرة.
4. رفع القيود عن بعض بنود الإنفاق العام والموجه نحو تمويل المشاريع الاستثمارية المستهدفة وذات الجدوى الاقتصادية الفعالة، وبالمقابل الضغط على الإنفاق الحكومي، غير المنتج، وهذا بمراجعة أساليب عمل الإدارة، وترشيد قطاع الوظيف العمومي.
5. ضرورة محاربة الانعكاسات الخطيرة لظاهرة التضخم على المجتمع الجزائري، ومحاولة قدر الإمكان إدماج وإيجاد تقارب بين مختلف الطبقات المكونة للمجتمع، والقضاء على مظاهر الفساد الإداري، الرشوة، والمحسوبية.
6. ضرورة اتخاذ سياسة نقدية مستقلة وشاملة بمعناها الصحيح موازاةا مع برنامج استقرار اقتصادي واسع يأخذ بعين الاعتبار إصلاحا ماليا لتقوية السياسة النقدية، مع إصلاح كل المؤسسات التي لها علاقة بذلك، وبمجرد التخفيض في معدل التضخم إلى مستوى معقول يجب إعادة التخطيط لفترة انكماش أخرى، مع تقييم حقيقي لنتائج ومستوى أداء الفترة الأولى.
7. تقييد العجز في الميزانية بشكل يتوافق مع متطلبات مرحلة التحول إلى اقتصاد السوق، وإيجاد ربط بين هذا العجز والنمو الاقتصادي، كما يجب إدخال إصلاحات على المستوى القطاعي (الاقتصاد الجزئي) مباشرة بعد تحقيق التوازن في المتغيرات الاقتصادية الكلية، مثل سَن قوانين واضحة لحقوق الملكية، بناء نظام مصرفي على أسس صحيحة، وضمان المنافسة الحرة والشريفة في الأسواق المحلية.
8. ضرورة إعطاء الأهمية الكافية للدراسات القياسية والتنبؤية بما يخص مختلف الظواهر الاقتصادية بإنشاء مخابر خاصة، وأخذ نتائجها بمحمل الجد، كي لا تبقى هذه الدراسات فقط حبر على ورق.

❖ **أفاق البحث** :

حاولنا في هذا البحث إعطاء وجه قياسي تنبؤي للتضخم في الجزائر، بعدما خضنا في دراسة مؤشرات، مصادر وآثار هذه الظاهرة على الاقتصاد الوطني، وقد ركّزنا في هذا على مرحلة تمثل، في العموم، انتقال الجزائر إلى اقتصاد السوق، إلا أنه تبقى بعض النقاط الغامضة تستدعي فتح أبواب وآفاق علمية جديدة، من بينها :

1. إن أهم الإشكاليات التي نطرحها للبحث هي تلك التي تتمحور حول كيفية تجسيد التوصيات السابقة، في ظل التوفيق بين رهان الحد من ظاهرة التضخم وتحقيق الإصلاحات التنموية في الجزائر.
2. مسايرة التطورات التي تعرفها النمذجة القياسية للظواهر الاقتصادية، والاستفادة من مختلف الصيغ غير الخطية المستحدثة عن نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء، في نمذجة الظاهرة

التضخمية، ومن بين هذه الصيغ مثلا نماذج ARCH غير المتناظرة، التي تبحث في التفريق في مفعول آثـــر عدم التجانس حسب كون إشارة الخطأ السابق (موجبة أو سالبة).

3. اقتراح نموذج عام للمسار التضخمي يشمل جميع المتغيرات الكمية، النقدية وغير النقدية، المحددة للظـــاهرة في الجزائر، وهذا من شأنه أن يبين الأهمية النسبية لكل من هذه المتغيرات في تأثيرها.

❖ قائمة المراجع باللغة العربية :

أ- الكتب :

1. أسامة محمد الفولي، مجدي محمود شهاب، مبادئ النقود والبنوك ، بيروت : دار الجامعية الجديدة، 1999.
2. إسماعيل عبد الرحمان، حربي محمد موسى عريقات، مفاهيم أساسية في علم الاقتصاد، ط(1) ؛ عمان : دار وائل للنشر، 1999.
3. أقاسم قادة، المحاسبة الوطنية : نظام الحسابات الاقتصادية الجزائرية ن.ح.إ.ج، الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1994.
4. امتثال محمد حسن، محمد علي محمد أحمد، مبادئ الاستدلال الإحصائي، الإسكندرية : الدار الجامعية، 2000.
5. أموري هادي كاظم الحسناوي، طرق القياس الاقتصادي، عمان : دار وائل للنشر، 2002.
6. بوشاشي بوعلام، الأمين في الاقتصاد ، الجزائر : دار المحمدية العامة، لا.ت.
7. بول أ.ساموبلسون، علم الاقتصاد، تكوين الأسعار، الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، ج 4، 1991.
8. تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية، ج(2)، 1999.
9. تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، ج(1)، 1999.
10. جمال خريس، أيمن أبوخضير، عماد خصاونة، النقود والبنوك، ط(1) ؛ عمان : دار الميسرة للنشر والطباعة والتوزيع، 2002.
11. حسن محمد حسن محمد، أساسيات الإحصاء وتطبيقاته، الإسكندرية : دار المعرفة الجامعية، بدون سنة.
12. حشمان مولود، نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى، الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 2002.
13. حميدات محمود، مدخل للتحليل النقدي، الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية، 1996.
14. خالد الزواوي، البطالة في الوطن العربي : المشكلة والحل، القاهرة : مجموعة النيل العربية، 2004.
15. خالدي الهادي، قدي عبد المجيد، المرشد المفيد في المنهجية وتقنيات البحث العلمي، الجزائر : دار هومة للطباعة والنشر والتوزيع، 1996.
16. زياد رمضان، مبادئ الإحصاء الوصفي والتطبيقي و الحيوي، طب 5 ؛ عمان : دار وائل للنشر، 2001.
17. سامي خليل، نظرية الاقتصاد الكلي، الكويت : الكتاب الثاني، 1994.

18- السعيد بومنجل، الدليل الإحصائي للطالب، الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية، 2000.

19- السعيد فرحات جمعة، الأداء المالي للمنظمات الأعمال- التحديات الراهنة، الرياض : دار المريخ للنشر، 2000.

20- سلفادور دومينيك، الإحصاء والاقتصاد القياسي، طب2 ؛ الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1993.

21- سمير محمد عبد العزيز، الاقتصاد القياسي: مدخل في اتخاذ القرارات، الإسكندرية : مكتبة الإشعاع للطباعة والنشر والتوزيع، 1997.

22- شرابي عبد العزيز، طرق إحصائية للتوقع الاقتصادي، الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 2000.

23- صالح تركي القريشي، ناظم محمد نوري الشمري، مبادئ علم لاقتصاد، الموصل : دار الكتب للطباعة والنشر، 1993.

24- صبحي تادرس قريصة، مدحت محمود العقاد، النقود والبنوك والعلاقات الاقتصادية الدولية، بيروت : دار النهضة العربية، 1983.

25- ضياء مجيد الموسوي، الاقتصاد النقدي : قواعد – نظم نظريات – سياسات – مؤسسات نقدية، الجزائر : مطبعة النخلة، دار الفكر، بدون سنة.

26- عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية، عمان : دار الشروق للنشر والتوزيع، 1997.

27- عبد الرحمان بن محمد سليمان أبو عمه، أنور أحمد محمد عبد الله، محمود محمد إبراهيم هنيدي، الإحصاء التطبيقي، الرياض : مطابع جامعة الملك سعود، 1995.

28- عبد الفضيل محمود، مشكلة التضخم في الاقتصاد العربي : الجذور والمسببات، والأبعاد والسياسات، بيروت : مركز دراسات الوحدة العربية، 1982.

29- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، ط(2) ؛ الإسكندرية : الدار الجامعية، 2000.

30- عبد القادر محمد عبد القادر، طرق قياس العلاقات الاقتصادية مع تطبيقات على الحاسب الالكتروني، الإسكندرية : دار الجامعات المصرية، 1990.

31- عبد المنعم السيد علي، نزار سعد الدين العيسي، النقود والمصارف والأسواق المالية، ط(1) ؛ عمان : دار الحامد للنشر والتوزيع، 2004.

32- عبد المنعم علي السيد، دراسات في النقود التطبيقية، مصر : دار الجامعات المصرية، 1976.

33- عبد الناصر العبادي، عبد الحليم كراجة، محمد الباشا، مبادئ الاقتصاد الكلي، ط(1) ؛ عمان : دار صفاء للنشر والتوزيع، 2000.

34- علوان زياد، النقود والمصارف، حلب : مديرية الكتب والمطبوعات الجامعية، 1982.

35- غازي حسين عناية، التضخم المالي، الإسكندرية : مؤسسة شباب الجامعة، 2000.

36- غازي عناية، تمويل التنمية الاقتصادية بالتضخم المالي، بيروت : دار الجيل، 1991.
37- فؤاد هاشم، اقتصاديات النقود والتوازن النقدي، القاهرة : دار النهضة العربية، 1969.
38- كمال سلطان محمد سالم، الإحصاء الاحتمالي ، الإبراهيمية : الدار الجامعية، 2004.
39- لبيبة حسب النبي العطار، مقدمة في الاستدلال الإحصائي، الإسكندرية : الدار الجامعية للطباعة والنشر والتوزيع، 1993.
40- لزعر علي، الإحصاء وتوفيق المنحنيات، الجزائر : ديوان المطبوعات الجزائرية، 2000.
41- مجدي محمود شهاب، الاقتصاد النقدي، الإسكندرية : الدار الجامعية ،1990.
42- محمد عبد العزيز عجيمية، مدحت محمد العقاد، النقود والبنوك والعلاقات الاقتصادية الدولية، بيروت : دار النهضة العربية، 1984.
43- محمد عزت غزلان، اقتصاديات النقود والمصارف، بيروت : دار النهضة العربية، 2002.
44- المرسي السيد الحجازي، عبد القادر محمد عطية، مقدمة في الاقتصاد القياسي : المبادئ والتطبيقات، الرياض : النشر العلمي والمطابع، 2001.
45- مروان عطوان، مقاييس اقتصادية: النظريات النقدية، قسنطينة : دار البعث للطباعة والنشر، نشر أبيليوس، 1989.
46- مصطفى الخواجة، مقدمة في الإحصاء، الإسكندرية : الدار الجامعية، 2002.
47- مصطفى رشدي شيحة، الاقتصاد النقدي والمصرفي، بيروت : الدار الجامعية، 1985.
48- معتوق سهير محمود، النظريات والسياسات النقدية، ط(1) ؛ القاهرة : الدار المصرية اللبنانية، 1989.
49- ناظم حيدر، الوسيط في الإحصاء التطبيقي، طب 2 ؛ دمشق : دار الكتاب، 1977.
50- نبيل الروبي، التضخم في الاقتصاديات المختلفة، مصر : مؤسسة الثقافة العربية، لا.ت.
51- نصيب رجم، الإحصاء التطبيقي، عنابه : دار العلوم للنشر والتوزيع، 2004.
52- نعمة الله نجيب إبراهيم، مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي، الإسكندرية : مؤسسة شباب الجامعة، 2002 .
53- هني أحمد، العملة والنقود، الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1991.
54- هني أحمد، دروس في التحليل الاقتصادي الكلي، الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية،1991.
55- يوجين أ.ديوليو، ملخصات شوم مسائل ونظريات في النظرية الاقتصادية الكلية، الجزائر : ديوان المطبوعات الجامعية، 1993.

بـ الرسائل والاطروحات :

56- أيت طالب حميد، " محاولة بناء نموذج اقتصادي للتضخم في الجزائر"، مذكرة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية، 1997.

57- بركان زهيه، " التضخم وبرامج التصحيح في البلاد النامية ما بين النظرية والتطبيق"، رسالة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، معهد العلوم الاقتصادية والتسيير، 1999.

58- بن عربة بوعلام، " التضخم في النظرية الاقتصادية حالة الاقتصاد الجزائري في الفترة ما بين (1967-1992)"، مذكرة ماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية والتسيير، 1995.

59- بوشة محمد، " نظرية التضخم في إطار التحليل النقدي : دراسة اقتصادية وقياسية "، مذكرة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 2000.

60- تومي ربيعة،" نمذجة سعر الصرف الاسمي في المدى الطويل باستعمال طريقة التكامل المشترك "، مذكرة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 2002.

61- تومي صالح ، " النمذجة القياسية للتضخم في الجزائر خلال الفترة 1988-2000 "، أطروحة دكتوراه الدولة، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 2002.

62- تيتوش سهيلة، " تطور المستوى العام للأسعار في الجزائر: دراسة تنبؤية"، مذكرة لنيل شهادة الماجستير غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 2002.

63- حشمان مولود، " محددات الأجر في الجزائر"، أطروحة دكتوراه الدولة، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 2000.

64- السويدي عبد الناصر، "التضخم في بلدان الخليج العربي : دراسة اقتصادية تحليلية لمؤشراته ومصادره وآثاره"، أطروحة دكتورة، غير منشورة، جامعة القاهرة، قسم الاقتصاد، 1989.

65- قبلي زهير، " تحديد سعر النفط الخام في الأجلين القصير والطويل باستعمال تقنيات التكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ"، مذكرة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، 1999.

ج ـ المقالات والدراسات :

66- رمزي زكي، « الاقتصاد السياسي للبطالة: تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة » في **سلسلة عالم المعرفة**، رقم 226/ الكويت، 1999.

67- فرهاد محمد علي، «ظاهرة الركود التضخمي في مصر، دراسة اقتصادية تحليلية عن الفترة 1954-1993» في **المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة**، العدد 02/ القاهرة، 1993.

68- معتوق سهير محمود، «ظاهرة التضخم الركودي بين التأصيل النظري والواقع العلمي» في **مصر المعاصرة**، العدد 414/ القاهرة، أكتوبر 1988.

د – الهيئات، المنظمات والتقارير :

69- الديوان الوطني للإحصائيات، " الجزائر بالأرقام"، نتائج 2002، رقم 33، نشرة 2004.

70- الديوان الوطني للإحصائيات، " الجزائر بالأرقام"، نتائج 2003، رقم 34، نشرة 2005.

71- كريم النشاشيبي وآخرون، "الجزائر : تحقيق الاستقرار والتحول إلى اقتصاد السوق"، صندوق النقد الدولي، واشنطن، 1998.

72- المعهد الوطني للتخطيط والإحصاء، "الاقتصاد الكلي"، دروس مقدمة لطلبة السنة الثانية، الجزائر، 1999م.

❖ قائمة المراجع باللغات الأجنبية :

a- Ouvrages :

73- Bada Ahmed, l'Algérie : Diagnostic d'un non-développement , Paris : l'harmattan, 1999.
74- Bali Hamid, Inflation et mal-développement en Algérie, Alger : OPU, 1993.
75- Benachenhou Mourad, Inflation, devaluation, marginalisation, Alger : Dar Echarifa, 1993.
76- BENISSAD M.E, Essais d'analyse monetaire avec reference en algerie, 3éme édition ; Alger : OPU, 1980.
77- Berger Pierre, La Monnaie et ses mecanisme, Alger : Edition Bouchene, 1993.
78- Bernard Bernier Yves, Initiation à la macroéconomie, 7eme édition ; paris : DUNOD, 1998.
79- Bernard Grais, Méthodes Statistiques, Paris : Dunod, 1978.
80- BERNARD PAULRE, La Causalité en économie, signification et portée de la modélisation structurelle , Lion : Presse universitaire, 1985.
81- Bouzidi Abdelmadjid, Les années 90 de l'économie algérienne, Alger : ENAG éditions, 1999.
82- C.Gourierous, A.Manfort, cours de séries temporelles, paris : Economica, 1983.
83- C.Gourieroux et A.Monfort, Séries temporelles et modèles dynamiques, paris : Economica, 1995.
84- Christion Gourieroux, Modèles ARCH et application financière, Paris : Economica, 1992.
85- David et J. Michaud, La Prévision : Approche empirique d'une méthode statistique, Paris : Masson, 1989.
86- G.Bresson ,G.-C Michaud, Econométrie des séries temporelles Théorie et application, paris : P.U.F, 1995.
87- Hamdani Hocine, Statistique descriptive et expression graphique, Alger : OPU, 1988.
88- Henrgutton Gerrard Bremoulem, La monnaie, paris : Ed Dallaz, 1978.
89- JANINE BREMOUD, ALAIN GELEDAN, Dictionnaire Economique et Social, Paris : HATIER, 1981.
90- Jean-Jacques Droesbeke ,Bernard Fichet, Philippe Tassi , MODELISATION ARCH : Théorie statistique et applications dans le domaine de la finance, Belgique : Editions de L'universite de Bruxelles , 1994.
91- Jonston.J, Méthodes statistiques, Paris : ECONOMICA, tome 2, 1988.
92- Judge.G.C, Griffts W.E,Hill RC, Lutkephonhl H and Lee T.C , The Theory and Pratice of Econometrics , John Willy and Sons, 1984.
93- Le page . J et Grangeas.G, économie de l'emploi, Paris : Edition PUF,1993.
94- M.Tenenhaus, Méthodes statistiques en gestion, paris : Dunod, 1994.
95- Melard Guy , Méthodes de prevision a court terme, Bruxelles : Edition Ellipses, 1990.
96- Michel. T, Méthodes statistiques en gestion , Paris : Dunod, 1994.
97- Philippe AVOYO et autres, Finance appliquee, Paris : DUNOD, 1993.

98- Pindyck Robert. S and Rubenfled Danial, Econométrics models and economic forecasts , MC Gow HillBook Compagny , 1981.
99- R.Borbonnais et M.Terraza, Analyse des série temporelle en economie , Paris : PUF, 1998.
100- R.S Ghorn , Théorie monétaire, paris : Dunod, 1975.
101- Rachid BENDIB, ECONOMETRIE :Théorie et Applications, Alger : Office Des Publications Universitaires, 2001.
102- REGIS BOURBONNAIS, Econométrie, 5e édition ; paris : Dunod , 2003.
103- Vivien Levy-Garboua, macro économie contemporaine, 2eme édition ; paris : économica, 1981.

b- Périodiques, Etudes et Thèses :

104- Terreza..M , Zatout. A «Modélisation de l'éteroscédastisité conditionnelle» **Journal de la Société Statistique de Paris, N°143**.
105- Khaled Hamidi, Akli Khenouse, Ali Zatout « Modèles AutoRegrssifs Conditionnellement Hétéroscédastique » **Revue d'économie et de statistique appliquée , INPS**, N°0 \ Alger, Décembre 1998.
106- Hannan.E.J , Rissannen, «Recursive Estimation of ARIMA» in **Biometrica** N°69, 1982.
107- Chikhi Mohamed, "MODELISATION NON PARAMETRIQUES DES PROCESSUS STOCHASTIQUES : Analyse Non Paramétrique De Non Linéarité De L'indice CAC40 " Thèse présentée pour obtenir le grade de docteur, Université de Montpellier I, Faculté des sciences Economiques , 6 juillet 2001.
108- Adaa, Jacques « Désinflation et emploi : le retour de la courbe de Phillips» **Problèmes économiques**, N°2432, 19 Juillet 1995.

c- Organismes et Rapports :

109- O.N.S « Indices des prix à la consommation » **collections statistiques**, N°113 \ Alger, mars 2004.
110- O.N.S « Les Comptes Economiques de 1995 à 2003» **données statistiques**, N°405 \ Alger, septembre 2004.
111- CNES, Préliminaire sur les effets économiques et sociaux du programme d'ajustement du P.A.S, 12éme session , Novembre 1998.

d- Sites Internet :

112- Christophe HURLIN (12/Mai /2005), **Econométrie pour la Finance : Modèles ARCH / GARCH Univariés** , Master ESA. Econométrie et Statistique Appliquée, Université d'Orléans, Octobre 2004, p12, www.dauphine.fr/eurisco/CH_Cours/Cours_Finance.pdf.

113- ONS (02/juillet/2005), **Page d'accueil : Statistique Indice des Prix à la Consommation**, www.ons.dz/ipc/ipc2005/ipc052005.htm.